جامعة اليرموك

كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية

قسم الاقتصاد

أثر السياسة المالية على أداء بورصة عمان:

دراسة قياسية (1980– 2012)

The Impact of Fiscal Policy on the Performance of Amman Stock Exchange : An Econometric Study (1980 – 2012)

إعداد

سحاب محمد صالح الصمادي

إشراف

أ.د. أحمد إبراهيم ملاوي

الفصل الدراسي الأول

2015 -2014

لجنة المناقشة

أثر السياسة المالية على أداء بورصة عمان:

دراسة قياسية (1980- 2012)

إعداد الطالبة

سحاب محمد الصمادي

قدمت هذه الدراسة استكمالاً لمتطلبات الحصول على درجة الماجستير في كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية في تخصص الاقتصاد في جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

وافق عليها:

أ.د. أحمد إبراهيم ملاوي .... مشرفاً رئيساً.

أستاذ في الاقتصاد، جامعة اليرموك.

أ.د. أحمد ذياب الأحمد .... عضواً.

أستاذ في الاقتصاد، جامعة اليرموك.

د. حسين علي الزيود .... عضواً.

أستاذ مشارك في اقتصاديات المال والأعمال، جامعة آل البيت.

تاريخ مناقشة الرسالة

2014/12/10

الإهداء

إذا كان الإهداء يعبر ولو بجزء من الوفاء فالإهداء

إلى

من بلغ الرسالة وأدى الأمانة ونصح الأمة ... معلم البشرية ومنبع العلم ... نبي الرحمة ونور العالمين............سيدنا محمد صلى الله عليه وسلم

إلى

من أحمل اسمك بكل فخر... النور الذي ينير لي درب النجاح ... من علمني أن أرتقي سلم الحياة بحكمة وصبر .... إلى والدي العزيز

إلى

ينبوع الحب والحنان والذي لا يمل من العطاء ..... من حاكت سعادتي بخيوط منسوجة من قلبها ....القلب الحنون الناصع البياض .... إلى والدتي العزيزة

إلى

من حبهم يجري في عروقي ويلهج بذكراهم فؤادي ... سندي وقوتي وملاذي بعد الله .... إلى أخواني وأخواتي

إلى

من سرنا سوياً ونحن نشق الطريق معاً نحو النجاح والإبداع ... من تكاتفنا يداً بيد ونحن نقطف ثمار تعلمنا ...... إلى الأصدقاء الأوفياء

إلى

من علمونا حروفاً من ذهب وكلمات من دُرر وعبارات أسمى وأجلى عبارات في العلم... من صاغوا لنا علمهم حروفاً ومن فكرهم منارةً تنير لنا سيرة العلم والنجاح... إلى أساتذتي الكرام

إلى

هذا الصرح العلمي الفتي والجبار وبها أعتز..... جامعة اليرموك إليكم جميعاً، أهديكم ثمرة هذا الجهد المتواضع

سحاب محمد الصمادي

الشكر والتقدير

بعد الحمد والشكر لله رب العالمين على نعمته وفضله في إعانتي على إتمام هذه الرسالة. أوجه خالص الشكر والاحترام والتقدير إلى أستاذي ومشرفي الأستاذ الدكتور أحمد ملاوي والذي كان نعم الموجّه والداعم لي في رسالتي لما بذله معي من جهد علمي وتوجيهات وإرشادات للارتقاء إلى هذا المستوى، لك مني عرفاناً بالجميل ما دمت حياً.

كما أتقدم بالشكر والامتنان إلى أعضاء لجنة المناقشة الأستاذ الدكتور أحمد ذياب الأحمد والدكتور حسين الزيود على ما قدموه لي من نصح وتوجيه وعلى ما بذلوه من جهد في مراجعة وتصويب هذه الرسالة.

سحاب محمد الصمادي

قائمة المحتويات

قائمة الجداول

قائمة الأشكال

الملخص

الصمادي، سحاب محمد. أثر السياسة المالية على أداء بورصة عمان: دراسة قياسية (1980– 2012). رسالة ماجستير، قسم الاقتصاد، جامعة اليرموك، 2014.

إشراف: أ.د. أحمد إبراهيم ملاوي.

هدفت هذه الدراسة إلى استقصاء أثر أدوات السياسة المالية المتمثلة بالإنفاق الحكومي والضرائب على أداء بورصة عمان، وبيان انعكاسات ذلك على الرقم القياسي لأسعار الأسهم، وحجم التداول، ومعدل دوران الأسهم خلال الفترة (1980– 2012). ولاختبار سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، تم تطبيق اختبار ديكي الموسع (ADF) واختبار فيليبس بيرون (PP). وأظهرت النتائج أن المتغيرات غير ساكنة بمستوياتها ولكنها تصبح ساكنة بعد أخذ الفرق الأول. وتم تطبيق اختبار كوزوم (CUSUM test) لاختبار استقرارية معلمات النموذج. كما تم اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة من خلال أسلوب اختبار الحدود (ARDL)، واختبار جرينجر السببية.

وتوصلت نتائج الدراسة إلى وجود أثر ايجابي للإنفاق الحكومي على المؤشر العام لأسعار الأسهم بينما كان الأثر سلبي على حجم التداول ومعدل دوران الأسهم، وكان للضرائب أثراً سلبياً على مؤشرات بورصة عمان الثلاثة، مما يشير بشكل عام إلى الأثر السلبي للسياسة المالية على أداء بورصة عمان. وقد أظهرت النتائج أيضاً وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين المتغيرات.

وبناءً على النتائج المتوصل إليها، أوصت الدراسة بتحسين النشاط الاقتصادي من خلال تحفيز الإنفاق الرأسمالي المحفز للنمو، وعدم المغالاة في فرض ضرائب جديدة مع تقديم حزمة من

الحوافز التشجيعية، مع ضرورة الاهتمام بتطوير سياسات بورصة عمان، والعمل على جذب المزيد من الاستثمار المحلي والأجنبي في بورصة عمان.

الكلمات المفتاحية: الإنفاق الحكومي، الضرائب، المؤشر العام لأسعار الأسهم، حجم التداول، معدل دوران الأسهم، ARDL.

الفصل الأول

الإطار العام للدراسة

1.1 مقدمة

يحتل سوق الأوراق المالية اهتماماً متزايداً عند صانعي السياسات الاقتصادية ومتخذي القرار في معظم بلدان العالم، وذلك لما تؤديه هذه الأسواق من دور مهم في تجميع مدخرات ورؤوس الأموال الفائضة لدى الأفراد والمؤسسات المختلفة التي تقوم بعملية الادخار، ومن ثم توجيهها في قنوات استثمارية تعمل على دعم الاقتصاد القومي وزيادة نموه. وعليه، فإن هذه الأسواق تعتبر مصدراً تمويلياً رئيسياً للقطاعين العام والخاص.

وتؤثر السياسة المالية من خلال الإنفاق الحكومي والضرائب على أسعار الأصول في سوق البورصة. فمثلاً ارتفاع معدلات الضرائب مع بقاء الإنفاق الحكومي ثابتاً، يقلل العائد على الأصول مما يضعف رغبة المستثمرين في الاستثمار في هذه السوق. وكذلك فإن زيادة الإنفاق الحكومي يؤدي إلى زيادة حجم السيولة لدى المستثمرين مما يزيد من رغبتهم في الاستثمار في السوق المالي، وبالمقابل فإن زيادة الإنفاق الحكومي الناتج من لجوء الحكومة للاقتراض يرفع معدلات الفائدة مما قد يشجع المستثمرين نحو شراء مزيد من السندات الحكومية ويقلل رغبتهم في شراء الأسهم في البورصة، مما قد يؤثر سلباً على أداء البورصة.

يعد إنشاء سوق عمان المالي من الخطوات البارزة في مسيرة تطوّر القطاع المالي في الأردن، وذلك بهدف تحقيق الاستغلال الأمثل للموارد المالية المتاحة، وتبرز أهميته بما يقدمه للشركات من مساعدة في تمويلها بما فيها الشركات الحديثة، كما يساعد على تنمية مدخرات الأفراد وتوجيهها لخدمة الاقتصاد الوطني، ويقوم أيضاً باستقطاب رؤوس الأموال الأجنبية.

2.1 مشكلة الدراسة:

يعتبر سوق البورصة مؤشراً قوياً من مؤشرات النشاط الاقتصادي، ولذلك تسعى مختلف دول العالم إلى التأثير ايجابياً على هذا السوق من خلال السياسات الاقتصادية المختلفة المالية منها والنقدية. ونظراً لندرة الدراسات المتعلقة بمدى أثر هذه السياسات على سوق بورصة عمان خصوصاً وأن هذا السوق من الأسواق الناشئة نسبياً والتي تحتاج إلى دراسة العوامل التي تؤثر عليه، جاءت هذه الدراسة بهدف استقصاء أثر أدوات السياسة المالية على أداء بورصة عمان خلال الفترة (1980– 2012).

3.1 أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة بشكل أساسي إلى استقصاء أثر السياسة المالية المتمثلة بالإنفاق الحكومي والضرائب على أداء بورصة عمان من خلال مؤشرات الرقم القياسي لأسعار الأسهم، وحجم التداول، ومعدل دوران الأسهم خلال الفترة (1980– 2012). ولتحقيق هذا الهدف قامت الدراسة ببناء نموذج قياسي بالاستناد على النظرية الاقتصادية وعلى النماذج القياسية التي تم استخدامها في الدراسات السابقة، وبالاعتماد على بيانات سنوية للسلاسل الزمنية للمتغيرات خلال فترة الدراسة.

4.1 أهمية الدراسة:

إن أثر أدوات السياسة المالية المتمثلة بالإنفاق الحكومي والضرائب على أداء البورصة لم يُحض بالقدر الكافي من البحث سواء في الأدب الاقتصادي أو في الدراسات السابقة. ومن هنا تأتي أهمية هذه الدراسة في أنها تحاول استقصاء أثر الأنفاق الحكومي والضرائب على أداء بورصة عمان باستخدام أساليب قياسية حديثة نسبياً خلال الفترة الزمنية (1980– 2012).

5.1 فرضيات الدراسة:

تفترض الدراسة ما يلي:

١- وجود أثر ايجابي ذو دلالة إحصائية للإنفاق الحكومي على أداء بورصة عمان.

٢- وجود أثر ايجابي ذو دلالة إحصائية للضرائب على أداء بورصة عمان.

6.1 مجتمع الدراسة:

تركز هذه الدراسة على جميع الشركات المدرجة في سوق بورصة عمان خلال الفترة (1980-2012)، من خلال المؤشرات الثلاثة التالية: المؤشر العام لأسعار الأسهم، حجم التداول، ومعدل دوران الأسهم.

7.1 منهجية الدراسة والأسلوب الإحصائي المستخدم:

تعتمد الدراسة على أسلوبين هما التحليل الوصفي والتحليل الكمي القياسي، حيث يتم في الأسلوب الأول تحليل واقع وتطور كل من الإنفاق الحكومي والضرائب ومؤشرات بورصة عمان خلال فترة الدراسة، بينما يتم في الأسلوب الثاني استخدام الأساليب القياسية لاستقصاء أثر أدوات السياسة المالية على مؤشرات البورصة الثلاثة: المؤشر العام لأسعار الأسهم، حجم التداول، ومعدل دوران الأسهم.

8.1 مصادر وبيانات الدراسة:

تم الحصول على البيانات اللازمة لهذه الدراسة من النشرات والتقارير الصادرة عن المؤسسات والدوائر الحكومية الأردنية وأهمها البنك المركزي الأردني وبورصة عمان، ولتغطية

الجانب النظري اعتمدت الدراسة على مجموعة من المصادر والمراجع العربية والأجنبية والتي شملت مجموعة من الكتب والمقالات والأبحاث المنشورة والرسائل الجامعية.

9.1 تنظيم الدراسة:

تم تناول الموضوع في خمسة فصول مترابطة وهي على النحو التالي:

الفصل الأول :

عرض المقدمة، مشكلة الدراسة، أهمية الدراسة، أهداف الدراسة، فرضيات الدراسة، مجتمع الدراسة، مصادر وبيانات الدراسة، منهجية الدراسة والأسلوب الإحصائي المستخدم، وتنظيم الدراسة.

الفصل الثاني :

الإطار النظري والدراسات السابقة.

الفصل الثالث :

السياسة المالية وتطور سوق بورصة عمان في الأردن.

الفصل الرابع :

منهجية الدراسة والتحليل القياسي.

الفصل الخامس:

عرض النتائج والتوصيات.

الفصل الثاني

الإطار النظري والدراسات السابقة

1.2 مقدمة

لا تختلف الأسواق المالية عن بقية أسواق المنتجات أو عوامل الإنتاج من حيث أنها تتأثر بقوى العرض والطلب لتحديد مستويات التوازن الكمي والسعري. ولكن ما يميز هذه الأسواق هي أنها أسواق للتمويل، وتتضمن عرض وطلب رؤوس الأموال. وبناءً على ذلك، فإن الوحدات الاقتصادية تقسم إلى قسمين هما: وحدات ذات فائض مالي تقوم بعملية الادخار وتمثل جانب العرض لرؤوس الأموال في أسواق المال، وأخرى ذات عجز مالي تطلب رؤوس الأموال وتمثل جانب الطلب في أسواق المال. ولقد أصبحت الأسواق المالية ركيزة من ركائز النشاط الاقتصادي في وقتنا الحاضر، ودعامة قوية من دعاماته. وتنبع أهمية هذه الأسواق من كونها تعمل على تجميع المدخرات الوطنية ورؤوس الأموال الفائضة وتوجيهها نحو قنوات الاستثمار المناسبة ليتم توظيفها في مشروعات منتجة في الاقتصاد.

2.2 الأسواق المالية

يتم من خلال الأسواق المالية التعامل بالأوراق المالية بيعاً وشراءً، حيث تشكل إحدى القنوات الرئيسية التي ينساب فيها المال بين الأفراد والمؤسسات والقطاعات المختلفة في المجتمع مما يساعد في تعبئة المدخرات وتنميتها وتهيئتها للمجالات الاستثمارية التي يحتاجها الاقتصاد (حسين، 2008).

3.2 السياسة المالية ودورها في المدارس الاقتصادية

1.3.2 السياسة المالية في التحليل الكلاسيكي

تقوم الفلسفة الاقتصادية والاجتماعية في النظرية الكلاسيكية على أساس سيادة النظام الاقتصادي الحر الذي يرى أنه على الدولة أن لا تتدخل إلّا في المجالات المحددة لها كالدفاع والقضاء والتشريع، حيث أن قوى السوق تعمل على تحقيق التوازن الاقتصادي والاجتماعي بشكل تلقائي وعند مستوى التشغيل الكامل. وبالتالي فإن النظرية الكلاسيكية تنادي بعدم تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية لأن نشاط الأفراد أفضل بكثير من نشاط الدولة كما يعتقدون، فتدخلها في غير المجالات المحددة لها يؤدي إلى سوء استخدام جزء من الموارد الاقتصادية، ولهذه الأسباب فقد أخذت النظرية الكلاسيكية بمبدأ الحياد المالي في ظل مفهوم الدولة الحارسة (عقلم، 1998).

2.3.2 السياسة المالية في التحليل الكينزي

أدى الكساد العظيم عام 1929 إلى تفاقم مشكلة البطالة وانخفاض الدخل القومي في مختلف دول العالم، وهذه النتائج السيئة أدت إلى خروج السياسة المالية من موقفها الحيادي ورأت أن تتدخل لإعادة التوازن الاقتصادي، وهذا أدى إلى ظهور فكرة اللجوء إلى السياسة المالية بشكل أكثر فاعلية ودقة متمثلة بالتوسع بالإنفاق العام لمحاربة البطالة وإعادة الانتعاش الاقتصادي (العلي وكداوي، 1989). تلك الفكرة نادى بها الاقتصادي كينز منتقداً التحليل الكلاسيكي، إذ أشار إلى أهمية السياسة المالية في مكافحة البطالة والكساد، وأنه لا يمكن إحداث مستويات أعلى من الطلب الكلي الفعّال في الاقتصاديات الرأسمالية بصورة تلقائية، بل إن التدخل الحكومي في النشاط الاقتصادي يرفع الطلب الكلي الفعّال

إلى مستوى التوظيف الكامل عن طريق تطبيق جملة من السياسات والمتمثلة بخفض الضرائب أو زيادة الإنفاق الحكومي، ودافع كينز عن سياسة التمويل بالعجز بوصفها سياسة ملائمة في فترات الكساد.

ويعتقد الكينزين أن للسياسة المالية تأثير على النشاط الاقتصادي من خلال سعر الفائدة، حيث أن زيادة عرض النقد يؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة وهذا يؤدي إلى زيادة الاستثمار وزيادة الإنفاق الكلي بشكل عام الأمر الذي يؤدي إلى زيادة النمو الاقتصادي (Al-Shiab, 2008).

3.3.2 السياسة المالية في تحليل النقديين (Monetarists)

أحرزت وجهة نظر النقديين نفوذاً واسعاً بعد أن ساد الاعتقاد بأن سياسات تحقيق الاستقرار الكينزية قد أخفقت في احتواء التضخم الركودي، إذ اعتقد النقديون وصناع السياسة بأن السياسة النقدية هي الأمل في وضع سياسة فعّالة ومضادة للتضخم، وأن السياسة المالية ليس لها أثر في النشاط الاقتصادي انطلاقاً من موقفهم المعارض للتدخل الحكومي الواسع واعتقادهم بأن الاقتصاد الحر هو اقتصاد مستقر وأن اليد الخفية يمكن أن تعود من جديد في ظل سياسة الحرية الاقتصادية التامة، وأن السياسة المالية التوسعية تؤدي إلى مزاحمة القطاع الخاص في أسواق المال مما يؤثر سلباً على الإنفاق الاستثماري الخاص.

4.2 علاقة السياسة المالية بأسواق الأوراق المالية

شهد القرن العشرين تغييراً جوهرياً في طبيعة دور الحكومة في الاقتصاد الوطني، إذ ازدادت وظائف الحكومة واتسع دورها في النشاط الاقتصادي خصوصاً بعد أن تحررت من القيود

التي فرضتها المفاهيم والأسس الكلاسيكية على تدخلها فيه، والتي أثرت في التطور الاقتصادي والاجتماعي. ولقد واكب هذا التوسع في مهام الحكومة زيادة سريعة في حجم الإنفاق الحكومي دون أن تواكب هذه الزيادة زيادة مماثلة في الإيرادات العامة، مما ولد عجزاً في موازناتها دفع الحكومات إلى الاقتراض الداخلي والخارجي لتغطية هذا العجز. وبذلك أخذ الاقتراض العام يرفد الحكومة بالموارد المالية. وغالباً ما تفضل الحكومات الاقتراض الداخلي على الاقتراض الخارجي خصوصاً في الاقتصادات المتقدمة التي تملك أسواقاً مالية متطورة. فالحكومة تلجأ للاقتراض الداخلي من الأفراد والمؤسسات المالية والمصرفية والبنك المركزي لتمويل عجز الموازنة، الأمر الذي يترتب عليه وجود علاقة قوية ما بين العجز الحكومي والسوق المالية، حيث تستمد هذه العلاقة قوتها من خلال ما توفره السوق من مرونة عالية لتمويل احتياجات القطاع الخاص. وعليه فإن السلطة المالية تستطيع التحرك بحرية في تطبيق سياسة العجز المالي، ومن ثم التأثير في المتغيرات الاقتصادية الكلية عن طريق الاستخدام الملائم للأدوات المالية التي توفرها السوق المالية.

ولعل أفضل قناة لتطبيق السياسة المالية هي الأسواق المالية، إذ تستطيع الحكومة أن تحقق أثاراً مرغوبة أو مطلوبة في حجم النشاط الاقتصادي عن طريق التغيير في السياسة الإنفاقية أو الضريبية أو في كليهما معاً. فمدلولات السياسة المالية تظهر واضحة من خلال ممارسة الحكومة لدورها في التأثير عن طريق الاقتراض الحكومي من جهة واستعمال الحكومة للنقود المتحصلة من فائض الضرائب من جهة أخرى، ففي حالة وجود العجز فإن الحكومة ستضطر إلى اقتراض أموال كافية لتغطية هذا العجز، إذ تقترض الحكومة من خلال إصدار السندات الحكومية بمختلف أنواعها وطرحها للبيع، وفي حالة وجود سوق الأوراق المالية، فإنه يتم تداول هذه السندات ما بين البائعين والمشترين من خلال هذه الأسواق. مما يخلق مرونة في التعامل مع هذه السندات، وبالتالي تمكين الحكومة من إصدار العديد من السندات الحكومية لآجال مختلفة.

تقوم الحكومة بشكل عام بتخصيص جزئين من الإنفاق: الإنفاق الجاري على شكل أجور ودعم وخدمات ومخصصات عسكرية وهذا النوع من الإنفاق يعمل على إعاقة عملية النمو الاقتصادي. والإنفاق الاستثماري بهدف رفع مستوى البنية التحتية والتطور الحضري وله دور مهم في دفع عجلة النمو الاقتصادي. ولتمويل هذه النفقات ورفع نسب النمو تعتمد الحكومة على الإيرادات الضريبية وغير الضريبية كمصدر رئيسي للإيرادات الحكومية؛ منها الضرائب المباشرة كضريبة الدخل، والضرائب غير المباشرة كضريبة المبيعات، والإيرادات غير الضريبية كرسوم الترخيص وعوائد الاستثمار (Bakhet & Bt Othman, 2012).

وبالتالي، فإن زيادة الإنفاق الحكومي يعني زيادة في السيولة المتوفرة بين المستثمرين وزيادة الاستثمارات في سوق رأس المال، الأمر الذي يؤدي إلى نمو رأس المال على افتراض أن أسواق رأس المال لديها الجاذبية المطلوبة للمستثمرين (Al-Shiab, 2008).

إن قيام الحكومة بزيادة الإنفاق الحكومي (الجاري والاستثماري) من شأنه أن يؤثر في زيادة الدخل القومي أو الفردي المعد للإنفاق الذي يؤثر بدوره في كل من دالة الاستهلاك والاستثمار، وبالتالي فإن زيادة الإنفاق الكلي نتيجة زيادة الإنفاق الحكومي سينعكس على حجم الدخل الكلي ويؤدي بدوره إلى زيادة أرباح الشركات وزيادة الاستثمارات في سوق الأوراق المالية. أما في جانب السياسة الضريبية فإن خفض معدلات الضريبية على الدخل (طالما أن الدخل المكتسب يكون في صورة أجور وأرباح وفوائد)، يؤدي إلى زيادة الدخل المتاح ويعني ذلك قوة شرائية أكبر بين أيدي الأفراد والشركات وبالتالي زيادة الطلب على الأسهم في السوق المالية (الدعمي، 2009).

من الناحية النظرية، التغيرات في السياسة المالية (التغير في الإنفاق أو الضرائب وظهور عجز أو فائض في الموازنة) يلعب دوراً هاماً في تحديد أسعار الأصول (Nikiforos, 2005). حيث

أن زيادة الضرائب نتيجة لبعض الإجراءات الحكومية مع تثبيت الإنفاق الحكومي يؤدي إلى تقليل عوائد الأصول وأسعارها وهذا يؤدي إلى تقليل عدد المستثمرين في السوق المالي. ومن ناحية أخرى، زيادة الاقتراض الحكومي لتغطية النفقات الحكومية يؤدي إلى ارتفاع أسعار الفوائد الأمر الذي يؤدي إلى تقليل نشاط السوق المالي، بالإضافة إلى أن الاقتراض الحكومي يؤدي إلى مزاحمة القطاع الخاص في الحصول على التمويل وبالتالي انخفاض الاستثمار والنشاط الاقتصادي (Antwi et al., 2012).

إن زيادة الاقتراض الحكومي يعمل على رفع سعر الفائدة والتي بدورها تعمل على تقليل قيمة التدفقات النقدية المخصومة من الأصول (كالأسهم) وبالتالي انخفاض في نشاط سوق الأسهم. فإذا عملت أسعار الفائدة على تقليل النشاط الاقتصادي فعلى السلطة النقدية التدخل لتصحيح الوضع (في هذه الحالة، قد تتفاعل السياسة النقدية مع السياسة المالية) (Nikiforos, 2005).

ومن وجهة نظر المستثمرين، وجود عجز كبير في الموازنة يؤثر سلباً على أسعار الأسهم والسندات بسبب رفع أسعار الفوائد وذلك لأن الحكومة تقوم بالاقتراض لتمويل العجز، وبالتالي تزاحم القطاع الخاص على السيولة المتوفرة في السوق. ويؤثر ارتفاع أسعار الفوائد في ارتفاع تكلفة الاقتراض وانخفاض الإنفاق الاستثماري وبالتالي تراجع في النشاط الاقتصادي(Nikiforos, 2005).

وتترك سياسة العجز المالي أثار بالغة الأهمية في الاقتصاد في النظامين المالي والنقدي وبخاصة (عرض النقود)، إذ باتت سياسة العجز من أبرز الوسائل التي تستخدمها السلطة المالية لاستعادة التوازن الاقتصادي ورفع معدلات النمو الاقتصادي، وكذلك أصبحت تستخدم بفاعلية عالية في حل الأزمات والاضطرابات الاقتصادية في الاقتصادات المتقدمة، وصار هذا العجز صفة ملازمة للاقتصادات الرأسمالية. وتمارس هذه السياسة تأثيرها في السوق المالية عن طريق

زيادة عرض السندات الحكومية أو عن طريق التأثير في هيكل أسعار الفائدة، فإصدار السندات الحكومية كوسيلة لتمويل العجز يؤدي إلى زيادة في عرض السندات الحكومية، ومن ثم انخفاض أسعارها والذي بدوره يشكل حافزاً للمستثمرين والمضاربين لاقتنائها وخاصة أن المخاطرة قليلة في مثل هذا الاستثمار، إذ يطلق عليه في أحيان كثيرة استثماراً عديم المخاطرة.

أما فيما يتعلق بإتباع سياسة العجز في السوق من خلال هيكل أسعار الفائدة، فإن استمرار الحكومة بضخ كميات كبيرة من السندات الحكومية في السوق سيؤدي إلى انخفاض أسعارها، وبما أن العلاقة ما بين سعر السند وسعر الفائدة علاقة عكسية، فإن هذا سيؤدي إلى ارتفاع معدلات الفائدة على السندات في السوق المالي مما يضعف التوجه نحو شراء الأسهم في البورصة، مما يقود بدوره إلى انخفاض المؤشر العام لأسعار وإلى انخفاض حجم التداول، مما يؤثر سلباً على أداء سوق البورصة.

أما في حالة وجود فائض في الموازنة ناجماً عن زيادة الإيرادات الضريبية، فإن أثر ذلك يعتمد في جزءاً منه على كيفية استعمال هذا الفائض، وبما أن الضرائب تفوق النفقات فإن تحويل الفائض ينطوي في العادة على إطفاء جزء من الدين الحكومي العام من خلال دخول الحكومة كمشتري لسنداتها في السوق المالية، والذي بدوره يؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة وزيادة حجم التداول وتنشيط سوق البورصة.

5.2 الدراسات السابقة:

يتناول هذا الجزء عرض للدراسات السابقة المتعلقة بالاقتصاديات غير الأردنية والتي تتعلق بالاقتصاد الأردني والمتعلقة بأهمية السياسة المالية في أداء البورصة. وقد تم تقسيم الدراسات السابقة حسب التسلسل الزمني من الأقدم إلى الأحدث.

1.5.2 الدراسات المتعلقة بالاقتصاديات غير الأردنية

ففي دراسة Tavares & Valkanov (2001)، بهدف استقصاء أثر الضرائب والإنفاق الحكومي على عوائد سوق الأسهم، والسندات الحكومية، وسندات الشركات، وذلك باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، أظهرت النتائج أن الصدمات من جانب الضرائب لها أثر سلبي على عوائد الأسهم والسندات، أما من جانب الإنفاق الحكومي فقد كان للصدمات أثراً ايجابياً وذا معنوية إحصائية على المدى القصير على السندات الحكومية وسندات الشركات.

وأيضاً دراسة قام بها Nikiforos (2005)، بهدف استقصاء دور السياسة المالية ودور السياسة النقدية على أداء سوق الأسهم المالية في الولايات المتحدة الأميركية خلال الفترة (1960-2004)، وذلك باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) وتم اعتماد بيانات ربعيه لفترة الدراسة، تبين فيها أن عجز الميزانية يؤثر بشكل سلبي على سوق الأسهم المالية.

وفي دراسة Al-Shiab (2008)، عن أثر السياسة المالية والنقدية الأردنية على أداء بورصة عمان باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) لمتغير حجم التداول لبورصة عمان والعرض النقدي والإنفاق الحكومي للفترة (1978- 2004)، تبيّن فيها أن تأثير السياسة النقدية يؤدي وبشكل مباشر إلى تعظيم السوق المالي، بينما كان تأثير السياسة المالية قليلاً على أداء بورصة عمان.

أما دراسة Arin et al. (2009)، بهدف استقصاء أثر السياسات الضريبية المختلفة على عائدات الأسهم المالية، باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، تبيّن منها أن تأثير الضرائب غير المباشرة كان كبيراً على عائدات سوق الأسهم المالية.

أما دراسة Bekhet & Bt Othman (2012)، بهدف تحليل العلاقة بين مؤشر أسعار الأسهم والسياسات الاقتصادية المالية والنقدية في ماليزيا، باعتماد بيانات ربعيه لفترة الدراسة

(2011-1999) واستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، تبيّن فيها وجود علاقة طويلة المدى بين مؤشر أسعار الأسهم وأدوات السياسة المالية والنقدية. كما بيّنت النتائج أيضاً بأن الأدوات المالية والنقدية تلعب دور مهم في تحفيز الأداء المالي في ماليزيا.

وفي دراسة .Antwi et al (2012)، بهدف استقصاء أثر السياسات المالية والنقدية على سوق غانا المالي، باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، تبيّن منها أن إجراءات السياسة المالية لها آثار كبيرة على أنشطة سوق الأوراق المالية وليس العكس، بالإضافة إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تتجه من السياسة المالية إلى نشاط سوق الأسهم.

أما في دراسة Taha (2012)، لاستقصاء أثر النظام الضريبي على سوق الأسهم المالية في ماليزيا، تبيّن منها أن الإيرادات الضريبية من الشركات كان له تأثيراً أكبر على أداء سوق الأسهم المالية من الإيرادات الضريبية الشخصية أو الملكية الثابتة.

وفي دراسة .Chatziantoniou et al (2013)، بهدف استقصاء أثر صدمات السياسة النقدية والمالية على أداء سوق الأوراق المالية في ألمانيا والمملكة المتحدة والولايات المتحدة، باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (Structural VAR)، أظهرت النتائج أن السياسة المالية والنقدية على حد سواء تؤثر على سوق الأوراق المالية، بطرق مباشرة أو غير مباشرة، وأوضحت النتائج أيضاً أن التفاعل بين السياستين مهم جداً في شرح التطورات في سوق الأسهم.

وفي دراسة Hsing (2013)، حول الآثار المحتملة للسياسات المالية والنقدية على أداء سوق الأوراق المالية في بولندا، باعتماد بيانات ربعيه لفترة الدراسة (2012-1999) واستخدام نموذج (GARCH model)، أظهرت النتائج أن مؤشر سوق الأسهم في بولندا لا يتأثر بالعجز الحكومي أو نسبة الدين إلى الناتج المحلي الإجمالي، وأن رفع سعر الفائدة له أثر سلبي على مؤشر الأسهم.

وفي دراسة Afful & Asiedu (2013)، بهدف استقصاء أثر السياسة المالية ونشاط سوق الأوراق المالية على هامش سعر الإقراض على الودائع في الصحراء الإفريقية باستخدام بيانات من أربعة بلدان: بوتسوانا، غانا، موريتانيا وجنوب إفريقيا، حيث أظهرت نتائج تحليل البيانات المجمعة للأربع دول وجود علاقة ايجابية بين السياسة المالية ونشاط سوق الأسهم، وعند دراسة نشاط سوق الأسهم في الصحراء الإفريقية، كل على حدة، باستثناء جنوب أفريقيا، كان الأثر قليل أو غير معنوي إحصائياً.

2.5.2 الدراسات المتعلقة بالاقتصاد الأردني

ففي دراسة قام بها سعد (2014)، والتي هدفت إلى استقصاء أثر السياسة المالية الاستنسابية على النمو الاقتصادي في الأردن والتي تعكس التغييرات المتعمدة في الإيرادات والنفقات العامة، باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، أظهرت النتائج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين معدلات النمو الاقتصادي ومتغيرات السياسة المالية الاستنسابية، وأن السياسة المالية الاستنسابية في الأردن تتماشى مع اتجاه الدورة الاقتصادية.

مما سبق نستنتج أنه لا توجد دراسة –حسب علم الباحثة– تقيس أثر أدوات السياسة المالية على جميع مؤشرات بورصة عمان للأوراق المالية، حيث كانت معظم الدراسات السابقة تركز على قياس أثر السياسة الضريبية مع إغفال دور الإنفاق الحكومي على أداء سوق الأوراق المالية، أو أن تلك الدراسات تركز على قياس أثر السياسات الاقتصادية على مؤشر واحد فقط من مؤشرات البورصة، بينما تركز هذه الدراسة على جميع مؤشرات البورصة المتمثلة بحجم التداول والمؤشر العام لأسعار الأسهم ومعدل دوران الأسهم، لما لهذه المتغيرات من أهمية في قياس نشاط الأسواق المالية وحركتها.

الفصل الثالث

السياسة المالية وتطور سوق بورصة عمان في الأردن

1.3 مقدمة

تعد السياسة المالية واحدة من السياسات الاقتصادية الكلية التي تلعب دوراً مهماً في التأثير على النمو الاقتصادي والمتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى. وهي تؤثر تأثيراً مباشراً على استخدام الموارد الاقتصادية وحجم الطلب الكلي (الاستهلاكي والاستثماري). ففي فترات التضخم وتسارع النشاط الاقتصادي يمكن استخدام السياسة المالية الانكماشية للحد من الطلب وتوجيه الاقتصاد الكلي نحو التوازن، أما في فترات الركود وتراجع الحركة الاقتصادية فيمكن استخدام السياسة المالية التوسعية لتشجيع الاستثمار وزيادة الطلب الكلي. وتستخدم الحكومة لهذا الغرض الأدوات المالية التي تعمل على تحريك الطلب في الاتجاهين التوسعي والانكماشي كالإنفاق الحكومي والضرائب.

ولقد سعى الأردن منذ نشأة البنك المركزي الأردني عام 1964 إلى تعميق دور أسواقه المالية، وكان أبرز الإجراءات المتخذة لتطوير النظام المالي في المملكة تأسيس كل من سوق عمان المالي ومؤسسة الضمان الاجتماعي عام 1978. ثم إعادة هيكلة السوق عام 1997 وذلك بفصل السلطة التشريعية عن التنفيذية عن التسجيلية وذلك بتأسيس كل من هيئة الأوراق المالية وبورصة عمان ومركز إيداع الأوراق المالية. وقد أدى تطور النظام المالي الأردني إلى تحسين أدائه واستقراره مما أدى إلى زيادة ثقة المستثمرين فيه سواءً أردنيين أو غير أردنيين.

2.3 السياسة المالية في الأردن

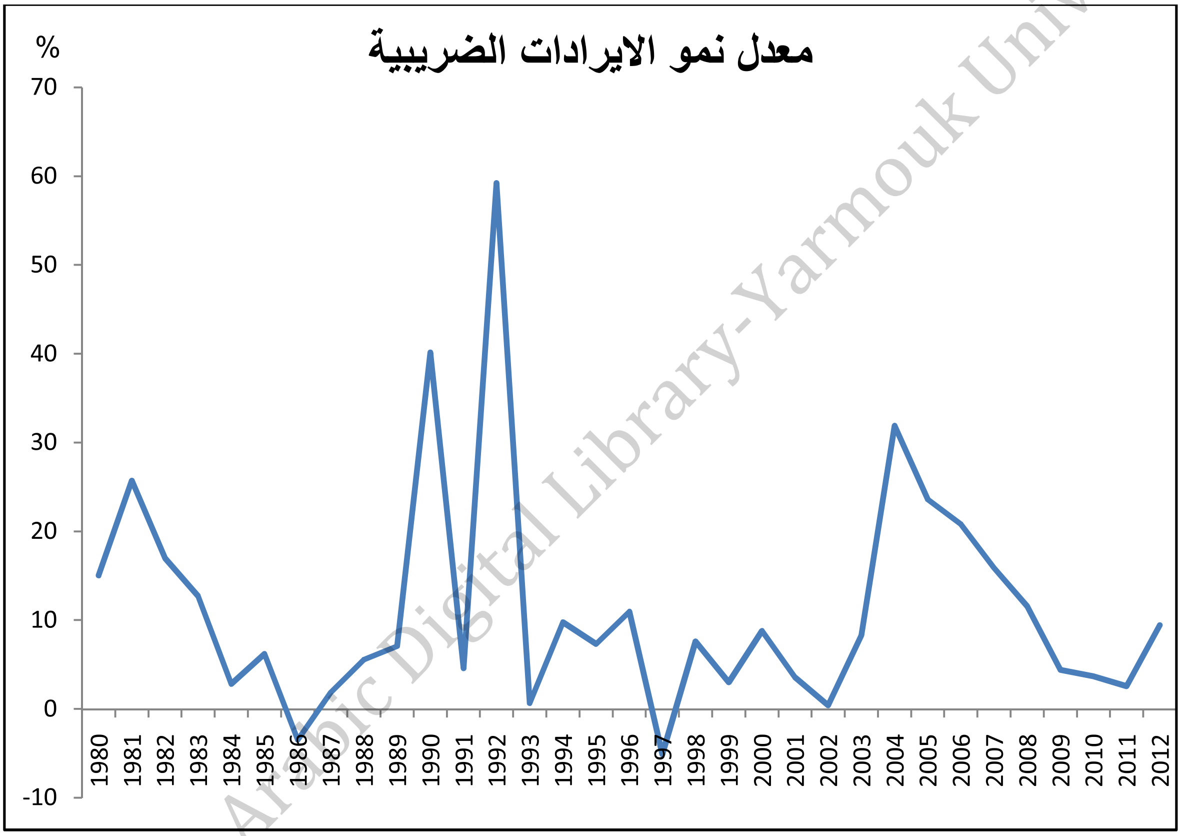
استطاعت السياسة المالية خلال الفترات التي تلت برامج التصحيح الاقتصادي مع صندوق النقد الدولي المتعددة والتي شهدت مرحلة من النشاط الاقتصادي القوي أن تحافظ على مستويات مقبولة من العجز المالي وتخفيض مستويات الدين العام لغاية عام 2008. غير أن هذا التحسن النسبي لأداء المالية العامة ما لبث أن تراجع بشكل ملموس مع بداية عام 2009 ولغاية عام 2012 حيث أخذت تعاني الأوضاع المالية حالة من الضعف في الانضباط المالي والمتمثل باتساع عجز الموازنة رافقه ارتفاع في نسبة صافي الدين العام. ويأتي هذا الأداء متأثراً بتداعيات الأوضاع الإقليمية والدولية وانعكاساتها السلبية على عامل الثقة والائتمان وبالتالي التأثير سلباً على النمو الاقتصادي. كما تطلب من السياسة المالية استيعاب الأثر الاجتماعي لهذه الصدمات عن طريق زيادة الدعم الحكومي والنفقات الاجتماعية ورفع الأجور.

وبعدما تبين للحكومة أن سياسة التحفيز المالي التي اتبعت في الأعوام السابقة لم تكن ذات جدوى على الاقتصاد وما رافق تلك السياسة من هدر كبير في حصيلة الإيرادات وارتفاع مستويات العجز المالي والمديونية الحكومية، قامت الحكومة في عام 2012 بتبني برنامج للإصلاح المالي والاقتصادي وبدعم من صندوق النقد الدولي بهدف خفض العجز من خلال تخفيض الإنفاق الجاري وزيادة الإيرادات الحكومية والتركيز على زيادة الإنفاق الرأسمالي المحفز للنمو الاقتصادي من خلال تمويل المشاريع الرأسمالية من صندوق الخليج التنموي.

1.2.3 مؤشر الإيرادات الضريبية

تعد الإيرادات الضريبية في الأردن المصدر الرئيسي للإيرادات الحكومية العامة، حيث تبلغ بالمتوسط حوالي 70% من الإيرادات المحلية. ويكشف تحليل هيكل الإيرادات الضريبية من خلال

متابعة كل نوع من أنواع الضرائب، إلى زيادة الاعتماد على الضرائب المستندة على الإنفاق (ضريبة المبيعات) بدلاً من الضرائب المباشرة (ضرائب على الدخل)، حيث تبلغ حصة الضرائب المباشرة من إجمالي الإيرادات الضريبة مرتبة متدنية (21.8% من إجمالي الإيرادات الضريبة لعام 2013)، مما يعني وجود اختلال واضح في توزيع مصادر هذه الإيرادات.



شكل (1-3): مسار نمو الإيرادات الضريبية خلال الفترة (1980-2012) في الأردن.
المصدر: من إعداد الباحثة.

وبتتبع تطورات الإيرادات الضريبية خلال فترة الدراسة، حيث يلاحظ بأنها بدأت تأخذ منحنى تراجعي منذ بداية عام 1981 ولتسجل نمواً سالباً في عام 1986 ويُعزى ذلك إلى تأثر المملكة بالأزمات الاقتصادية المحيطة والتي تركت على مختلف المتغيرات الاقتصادية وخصوصاً تأثرها بالركود الاقتصادي عقب انهيار أسعار النفط العالمية عام 1986 الذي أدى إلى انخفاض المساعدات الخليجية وتحويلات العاملين من جهة، والتطورات الحاصلة على المستوى القانوني

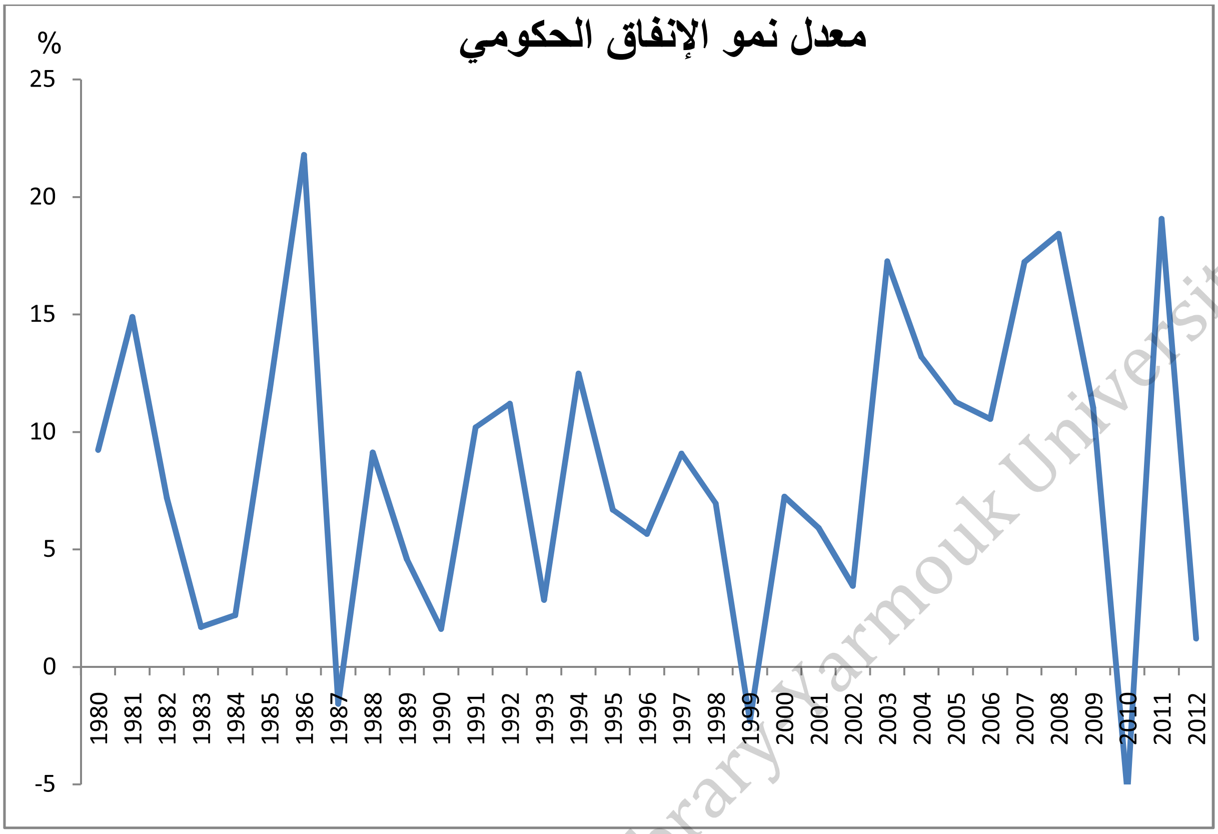
والتشريعي لكل من ضريبة الدخل والمبيعات بشكل رئيسي من جهة أخرى. حيث تم إجراء تعديلات عدة على قانون ضريبة الدخل تمثلت برفع نسب الضريبة في قانون عام 1982، ثم تم تخفيض النسب بشكل كبير في قانون عام 1985 وما منحه أيضاً من إعفاءات وتنزيلات عدة بالإضافة إلى الخصم التشجيعي، الأمر الذي أدى إلى انخفاض ملموس في حصيلة الإيرادات الضريبية. ثم بدأت بعد ذلك بنمو ايجابياً متزايداً ويعزى ذلك إلى تبني الحكومة برنامج التصحيح الاقتصادي والذي اشتمل بدوره على برنامج الإصلاح الضريبي. أما خلال الفترة (1992–1996) فقد شهدت نمواً متزايداً نتيجة رفع نسب ضريبة الدخل في عام 1992 على الأفراد وفرض ضريبة عامة على المبيعات في عام 1994 بدلاً من ضريبة الاستهلاك السابقة. ولم تشهد الفترة اللاحقة إجراءات هامة على مستوى الضرائب باستثناء رفع ضريبة المبيعات بنسبة بسيطة. وتم تخفيض ضريبة الدخل على الأفراد في عام 2001 بالإضافة إلى تعديل توزيع نسب ضريبة الدخل على الشركات مما أدى إلى تراجع في النمو في الإيرادات الضريبية. وشهد العام 2004 نمواً كبيراً بالإيرادات الضريبية ويُعزى ذلك إلى قيام الحكومة برفع الضريبة العامة على المبيعات. وبعد ذلك بدأت الإيرادات الضريبية تأخذ منحنى تراجعي منذ بداية عام 2008 لأسباب تتعلق بالتقلبات الاقتصادية، وأثر الأزمة المالية العالمية التي أدت إلى تباطؤ النشاط الاقتصادي والطلب المحلي وأرباح الشركات، بالإضافة إلى حجم الإجراءات التي اتخذتها الحكومة والتي رافقت الأزمة المالية ومن بينها حجم الإعفاءات والتخفيضات الضريبية على صعيد ضريبة الدخل والمبيعات.

2.2.3 مؤشر الإنفاق الحكومي

إن هيكل الإنفاق الحكومي في الأردن يتجه نحو الإنفاق الاستهلاكي والدعم والإعانات المقدمة للنواحي الاجتماعية على حساب الإنفاق الرأسمالي المحفز للنمو الاقتصادي، حيث تشكل النفقات الجارية النسبة العظمى من الإنفاق الحكومي خلال فترة الدراسة وبنسبة 75% من إجمالي

الإنفاق العام. ويعتبر الإنفاق الرأسمالي أهم بنود الإنفاق الحكومي المحفز للنمو الاقتصادي إلا أن الإنفاق الرأسمالي ذو علاقة ايجابية كبيرة مع المساعدات الخارجية. فكلما زادت المساعدات كلما ارتفع الإنفاق الرأسمالي، الأمر الذي أدى إلى تذبذب هذا الإنفاق الهام على مر السنوات السابقة.

ويلاحظ من الشكل اللاحق تذبذب واضح في نمو النفقات الحكومية خلال فترة الدراسة، ويعود أسباب ذلك إلى تأثر المملكة بالأزمات والأوضاع المحيطة منها التأثر بحالة الرواج الاقتصادي في مطلع الثمانينيات التي سادت معظم اقتصاديات دول الخليج بسبب ارتفاع أسعار البترول وأدى ذلك إلى رفع قيم المنح والقروض والمساعدات كما وارتفعت تحويلات العاملين في الخارج، وقد واجه الأردن بعد ذلك مصاعب منها انخفاض مستوى الأداء الاقتصادي لدول الخليج وتداعيات ذلك على الوضع الاقتصادي في المملكة، وخصوصاً بعد حدوث أزمة الخليج الأولى والهبوط الملموس في المساعدات الرسمية من دول الخليج مع تراجع تحويلات العاملين وتواضع احتياطات المملكة من العملات الصعبة وكذلك انخفاض سعر صرف الدينار الأردني في عام 1989، ودخول المملكة بعد ذلك ببرامج الإصلاح الاقتصادي لتحقيق الاستقرار المالي والنقدي وإحداث نمو قابل للاستمرار. وشهدت الفترة (1998–1999) مرحلة تباطؤ اقتصادي الأمر الذي أدى إلى دخول الأردن في برنامج التصحيح الاقتصادي مع صندوق النقد الدولي مستهدفاً رفع نسب النمو الاقتصادي. وشهدت الفترة التي تلت برنامج التصحيح حالة من النشاط الاقتصادي القوي، غير أن هذا التحسن النسبي ما لبث أن أنعكس بشكل ملموس مع بداية عام 2009 حيث أخذت تعاني الأوضاع المالية حالة من الضعف في الانضباط المالي نتيجة لتأثر المملكة بالعديد من الصدمات الخارجية الناجمة عن التطورات الاقتصادية والاجتماعية والسياسية في المنطقة وذلك قبل تبني برنامج وطني للإصلاح الاقتصادي والمالي.



شكل (2-3): مسار نمو الإنفاق الحكومي خلال الفترة (1980-2012) في الأردن.

المصدر: من إعداد الباحثة.

3.3 سوق رأس المال الأردني

يتكون النظام المالي في المملكة الأردنية الهاشمية من البنك المركزي والبنوك المرخصة وشركات التأمين وشركات الوساطة المالية والخدمات المالية للبنوك وشركات الصرافة وشركات التمويل وشركات الإقراض المتخصصة بالإضافة إلى بورصة عمان. ويتولى البنك المركزي مهمة الإشراف على البنوك فيما تتولى كل من هيئة تنظيم قطاع التأمين وهيئة الأوراق المالية مهمة الإشراف والرقابة على شركات التأمين وشركات الوساطة المالية على التوالي (تقرير الاستقرار المالي، 2012).

يوجد في الأردن ستة وعشرون بنكاً مرخصاً مملوكاً بالكامل للقطاع الخاص، منها (16) بنكاً أردنياً (منها ثلاثة بنوك إسلامية)، وعشرة بنوك أجنبية (منها بنك إسلامي واحد). وتمكن قطاع

البنوك من حشد ودائع على مختلف أنواعها بلغت حوالي (25) مليار دينار أردني في نهاية عام 2012 (ما يعادل 113.7% من الناتج المحلي الإجمالي الأردني)، في حين بلغت التسهيلات المصرفية (17.8) مليار دينار أردني (بنسبة 81.2% من الناتج المحلي الإجمالي الأردني)، وتبلغ موجودات هذه البنوك حوالي (39.3) مليار دينار أردني (جمعية البنوك في الأردن، 2013).

1.3.3 مؤسسات سوق رأس المال الأردني:

تبنت الحكومة الأردنية سياسة إصلاح لسوق رأس المال تقوم على أساس البناء على ما تم إنجازه خلال العشرين سنة الماضية، وذلك من خلال إحداث تغييرات مؤسسية في سوق رأس المال الأردني واستخدام أنظمة التداول والتسوية والتقاص الإلكترونية وإزالة كافة عوائق الاستثمار وتقوية الرقابة على سوق رأس المال وصولاً إلى أعلى مستوى من الشفافية وتحقيق سلامة التعامل بالأوراق المالية بما يتناسب مع التوجه نحو العولمة والانفتاح على العالم الخارجي (موقع بورصة عمان الالكتروني).

وقد كان صدور قانون الأوراق المالية المؤقت رقم 23 لسنة 1997 من أهم معالم هذه التطورات، حيث يعتبر هذا القانون نقلة نوعية ونقطة تحول هامة في سوق رأس المال الأردني، حيث هدف هذا القانون إلى إعادة هيكلة وتنظيم السوق واستكمال بنيته التحتية بما يتفق والمعايير الدولية. ويتمثل الطابع المركزي في إعادة الهيكلة في فصل الدور الرقابي والتشريعي لسوق رأس المال عن الدور التنفيذي، حيث تتولى هيئة الأوراق المالية الدور الرقابي والتشريعي، وتتولى بورصة عمان ومركز إيداع الأوراق المالية الدور التنفيذي (موقع بورصة عمان الالكتروني).

وبموجب هذه الأهداف فقد تضمن القانون إنشاء ثلاث مؤسسات جديدة لتحل محل سوق عمان المالي هي:

أولاً: هيئة الأوراق المالية (Jordan Securities Commission)

وهي هيئة رسمية لها شخصية اعتبارية وتتمتع باستقلال مالي وإداري وترتبط برئيس الوزراء مباشرة وذلك تعزيزاً لاستقلالها ولكي تعمل بكفاءة وفعالية. وتهدف الهيئة إلى توفير المناخ الملائم لتحقيق سلامة التعامل بالأوراق المالية، وتنظيم وتطوير ومراقبة سوق الأوراق المالية وسوق رأس المال، وحماية حملة الأوراق المالية والمستثمرين فيها والجمهور من الغش والخداع. وللهيئة مجلس مفوضين مكون من خمسة أعضاء متفرغين، حيث تتمثل صلاحياتهم بإعداد مشاريع القوانين والأنظمة ومنح التراخيص، والموافقة على الأنظمة الداخلية والتعليمات الخاصة بالبورصة ومركز الإيداع والموافقة على الرسوم والعمولات التي تتقاضاها، واعتماد المعايير المحاسبية ومعايير التدقيق وتقويم الداء التي يجب على الجهات الخاضعة لرقابة الهيئة التقيد بها، ومنع إصدار أو تداول أي ورقة مالية في البورصة إذا وجد المجلس ذلك ضرورياً (الشواورة، 2008).

ثانياً: بورصة عمان (Amman Stock Exchange)

وهي مؤسسة خاصة تنفرد بممارسة التعامل بالأوراق المالية كسوق نظامية ولا تهدف إلى الربح ولا تخضع لقانون الشركات وتضم الوسطاء الماليين كأعضاء في الهيئة العامة ويديرها مجلس إدارة يتكون من سبعة أعضاء ومدير تنفيذي يتولى إدارة ومتابعة الأعمال اليومية للبورصة (الشديفات وعبدالجواد، 2006).

ثالثاً: مركز إيداع الأوراق المالية (Securities Depository Center)

وهو عبارة عن مركز يقوم بتسجيل ونقل الأوراق المالية في البورصة وتسوية أثمان تلك الأوراق المالية بين الوسطاء الماليين وهو الجهة الوحيدة في المملكة المصرح لها بمزاولة هذا العمل. ويتمتع المركز بشخصية اعتبارية ذات استقلال مالي وإداري وله بهذه الصفة القيام بجميع التصرفات القانونية بما في ذلك إبرام العقود ونقل الأموال المنقولة وغير المنقولة، ويهدف المركز إلى الحفظ الأمين لملكية الأوراق المالية المدرجة في البورصة ولا يهدف المركز إلى الربح ولا يخضع لقانون الشركات ولا يجوز له القيام بالأعمال التجارية (أبو موسى، 2005).

2.3.3 سوق بورصة عمان

يعد سوق عمان المالي أحد الأسواق المالية الفعّالة في العالم العربي، ومن الأسواق المنفتحة للمستثمرين الأجانب خاصة بعد أن تم رفع سقف الملكية الأجنبية في عام 1997، بالإضافة لمختلف القوانين والتشريعات التي هدفت إلى خلق مناخ ملائم للاستثمار في الأوراق المالية، تتحقق فيه العدالة والشفافية وحماية المستثمرين (قطروز، 2004).

1.2.3.3 نشأة سوق بورصة عمان:

بدأ إنشاء الشركات المساهمة العامة في الأردن والتداول بأسهم هذه الشركات منذ فترة طويلة سبقت إنشاء سوق الأوراق المالية الأردنية، فقد بدأ الجمهور الاكتتاب بالأسهم والتعامل بها منذ أوائل الثلاثينيات، حيث تم تأسيس البنك العربي عام 1930 كأول شركة مساهمة عامة في الأردن، وشركة التبغ والسجائر الأردنية عام 1931، وشركة الكهرباء الأردنية عام 1938، وشركة

مصانع الأسمنت الأردنية عام 1951، كما تم إصدار إسناد القرض لأول مرة في الأردن في أوائل الستينات.

ونتيجة لذلك ظهرت في الأردن سوق غير منظمة لتداول الأوراق المالية وذلك من خلال مكاتب غير متخصصة مما دعا الحكومة إلى التفكير جدياً بإنشاء سوق لتنظيم إصدار الأوراق المالية والتعامل بها بما يكفل سلامة هذا التعامل وسهولته وسرعته، وكذلك حماية صغار المدخرين وذلك من خلال إيجاد آلية لتحديد السعر العادل للورقة المالية بناءً على قوى العرض والطلب، وقد دعت خطط التنمية الاقتصادية المتعاقبة لإنشاء مثل هذا السوق، حيث بدأت الجهات المختلفة وبدعم من الحكومة بالتحضير لإنشاء سوق منظم للأوراق المالية (موقع بورصة عمان الالكتروني).

قام البنك المركزي خلال العامين 1975 و1976 وبالتعاون مع مؤسسة التمويل الدولية International Finance Corporation (IFC) التابعة للبنك الدولي World Bank (WB) بتقييم مشروع إنشاء السوق المالية، فصدر القانون رقم 31 للعام 1976 والذي بموجبه أنشئت سوق عمان المالية والتي باشرت بنشاطاتها في 1/1/1978 (الشديفات وعبدالجواد، 2006).

وقد تم تحديد أهداف السوق بما يلي (الشواورة، 2008):

١. تنمية المدخرات الوطنية عن طريق الاستثمار في الأوراق المالية وخدمة الاقتصاد الوطني.
٢. الرقابة وتنظيم حركة تداول الأوراق المالية بما يضمن مصلحة الوطن والمواطن.

ويعد إنشاء سوق عمان المالي من الخطوات البارزة في مسيرة تطوّر القطاع المالي في الأردن، وذلك بهدف تحقيق الاستغلال الأمثل للموارد المالية المتاحة، وتبرز أهميته بما يقدمه

للشركات من مساعدة في تمويلها بما فيها الشركات حديثة التأسيس، كما يساعد على تنمية مدخرات الأفراد وتوجيهها لخدمة الاقتصاد الوطني، ويقوم باستقطاب رؤوس الأموال الأجنبية، وما يتبع ذلك أيضاً من تزويد الصناعات المحلية بالمعرفة والتكنولوجيا الخارجية (الرفاعي، 1999).

2.2.3.3 أقسام سوق بورصة عمان (الشواورة، 2008):

تنقسم سوق بورصة عمان إلى قسمين:

أولاً: السوق الأولي (The Primary Market):

وهو السوق الذي يتم فيه بيع الإصدارات لأول مرة ويكون الاكتتاب فيها من خلال الجهاز المصرفي الأردني.

ثانياً: السوق الثانوي (The Secondary Market):

وهو السوق الذي يتم التداول فيه على الأوراق المالية التي سبق وأن تم إصدارها في السوق الأولي، ليتم بيعها وشراءها في هذا السوق. وينقسم إلى أربعة أسواق فرعية وهي:

١. السوق النظامية:

ويتم من خلاله التعامل بالأوراق المالية التي تحكمها شروط إدراج خاصة، ويمتاز هذا السوق بأن له مكان محدد.

٢. السوق الموازي:

ويفتح هذا السوق المجال أمام الشركات الجديدة التي لا زالت الشروط غير متوفرة فيها لإدراجها في السوق النظامي للتداول بأسهمها، وذلك لتوفير السيولة اللازمة لأسهم هذه الشركات. وبالتالي فإن هذا السوق يعتبر سوقاً تمهيدياً أو سوق انتظار للدخول في السوق النظامي.

٣. سوق السندات:

ويتم التداول فيه على سندات التنمية وإسناد القرض، ويعد من الأسواق الضيقة لأن الأسهم المتداولة تشكل ما يقارب (95%) من حجم التداول والباقي (5%) يكون من نصيب السندات.

٤. سوق عمليات التحويل خارج القاعة (المستثناه من التداول):

وهي عبارة عن التحويلات العائلية والإرثية وحتى الدرجة الثالثة وكذلك التحويلات خارج المملكة، وتتم التعاملات عادةً من خلال الدائرة القانونية.

3.2.3.3 الأوراق المالية المتداولة في سوق بورصة عمان

يتم تداول مجموعة من الأوراق المالية تتمثل بأسهم الشركات المساهمة العامة، والوحدات الاستثمارية الصادرة عن صناديق الاستثمار، وسندات التنمية الحكومية، وأدوات الدين العام

المتمثلة بسندات وأذونات الخزينة، وإسناد القروض الصادرة عن المؤسسات العامة وشركات المساهمة العامة، وحقوق الاكتتاب.

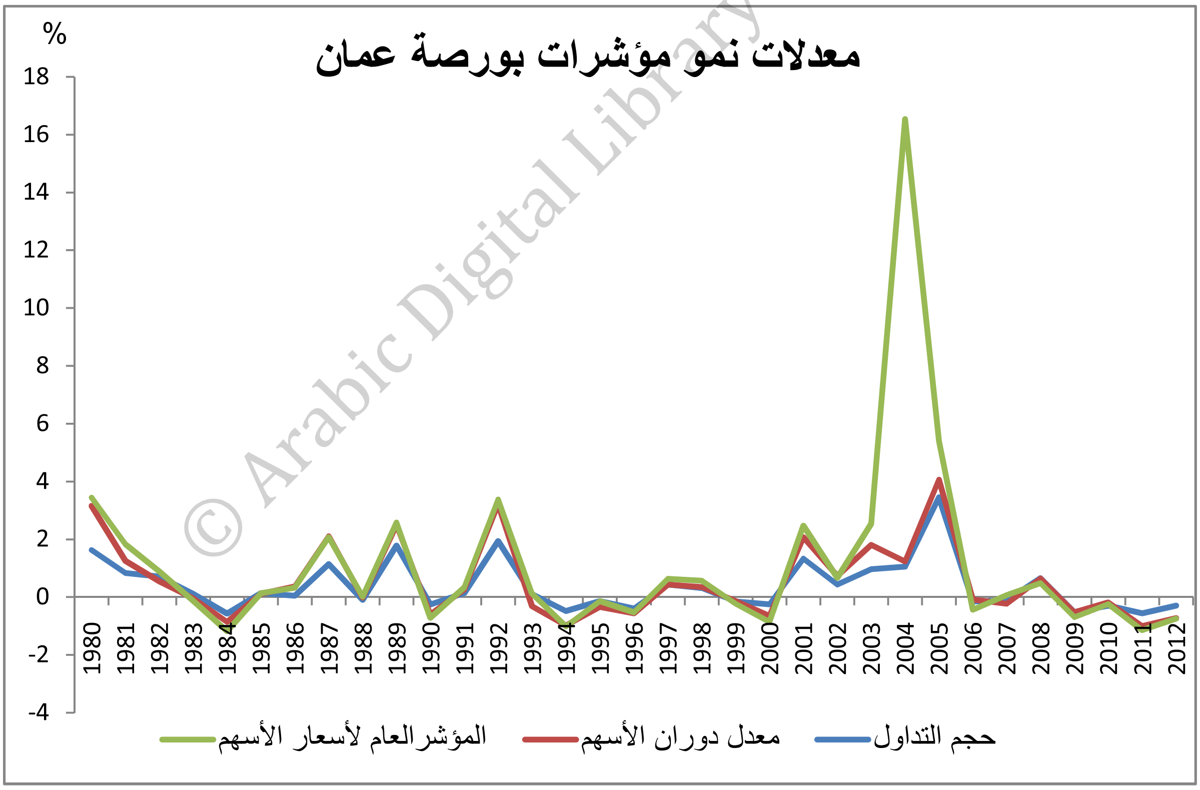
وبموجب قانون الأوراق المالية رقم (76) لسنة 2002، فان تعريف الأوراق المالية يشمل ما يلي (موقع بورصة عمان):

- أسهم الشركات القابلة للتحويل والتداول.
- إسناد القرض الصادرة عن الشركات أو الحكومة أو المؤسسات الرسمية العامة أو المؤسسات العامة أو البلديات.
- إيصالات إيداع الأوراق المالية الصادرة عن شركات الخدمات المالية.
- الوحدات الاستثمارية الصادرة عن صناديق الاستثمار.
- إسناد خيار المساهمة.
- العقود آنية التسوية والعقود آجلة التسوية.
- عقود خيار الشراء وعقود خيار البيع.
- أي أوراق مالية أخرى محلية أو أجنبية متعارف عليها على أنها أوراق مالية ويتم اعتبارها كذلك من قبل مجلس مفوضي هيئة الأوراق المالية.

4.2.3.3 تطور أداء بورصة عمان

شهدت بورصة عمان منذ نشأتها تطوراً كبيراً على كافة الأصعدة، حيث تشير البيانات الإحصائية للبورصة إلى تطور مؤشراتها خلال الفترة الماضية، حيث أظهرت البيانات الإحصائية الصادرة عن بورصة عمان وهيئة الأوراق المالية إلى ارتفاع عدد الشركات المدرجة من (66) شركة

للعام 1978 إلى (243) شركة للعام 2012، وارتفع حجم التداول من (41.4) مليون دينار في عام 1980 ليصل إلى (1,978.8) مليون دينار للعام 2012، كما ارتفع معدل دوران الأسهم من (13.9) للعام 1980 إلى (33.9) للعام 2012، وارتفع المؤشر العام لأسعار الأسهم من (78.8) مليون دينار في عام 1980 ليصل إلى (7,297.4) مليون دينار للعام 2012، حيث يوضح الشكل نموه بشكل كبير خلال عامي 2004 و 2005 ويُعزى ذلك لاختلاف آلية احتسابه، حيث يتم احتسابه من خلال الترجيح بالقيمة السوقية للأسهم الحرة المتاحة للتداول في الشركات وليس بعدد الأسهم الكلي المدرج لكل شركة من جهة، وتغيير قيمة سنة الأساس من 100 نقطة في عام 1980 إلى 1000 نقطة اعتباراً من بداية عام 2004 من جهة أخرى.



شكل (3-3): مسار نمو مؤشرات بورصة عمان خلال الفترة (1980-2012) في الأردن.
المصدر: من إعداد الباحثة.

الفصل الرابع:

منهجية الدراسة والتحليل القياسي

1.4 مقدمة

بهدف تحليل العلاقة بين السياسة المالية وسوق بورصة عمان في الأردن، وسعيا إلى اختبار فرضيات الدراسة، تمّ الاعتماد على طريقة تحليل السلاسل الزمنية. إذ يهدف هذا الفصل إلى توضيح المنهجية المتبعة في الدراسة، بدءاً باستعراض المتغيرات والنموذج القياسي المتبع، ومصادر جمع البيانات، وانتهاءً بإجراء التحليل القياسي من خلال اختبار سكون البيانات، واختبار طبيعة العلاقة بين المتغيرات ومن ثمّ التحقق من صحة فرضيات الدراسة.

2.4 منهجية الدراسة

لتحليل أثر السياسة المالية على سوق بورصة عمان فقد استخدمت الدراسة منهجين هما: التحليل الوصفي والتحليل الكمي القياسي لاستقصاء أثر السياسة المالية على أداء سوق بورصة عمان خلال الفترة (1980–2012) وذلك باستخدام بيانات سنوية.

1.2.4 متغيرات الدراسة

تم اختيار متغيرات الدراسة اعتماداً على كل من النظرية الاقتصادية والنماذج القياسية المستخدمة في الدراسات السابقة، وتمثلت تلك المتغيرات بما يلي:

الضرائب:

وتشتمل على جميع أنواع الضرائب المفروضة والمحصلة لصالح الحكومة المركزية باستثناء ضريبة المعارف والأبنية والأراضي والمسقفات والمحصلة لصالح المؤسسات الحكومية بموازنات مستقلة والبلديات.

الإنفاق الحكومي:

يقسّم الإنفاق الحكومي إلى نفقات جارية (تعويضات العاملين، تقاعد، دفاع وأمن، مدفوعات الفوائد، والتحويلات... الخ) ونفقات رأسمالية (مشاريع البنية التحتية على وجه الخصوص).

الرقم القياسي لأسعار الأسهم:

هو الرقم الذي يقيس المستوى العام لأسعار أسهم الشركات المدرجة في السوق النظامي لبورصة عمان مرجحاً بالقيمة السوقية لأسهم تلك الشركات.

حجم التداول:

هو قيمة الأسهم التي يتم تداولها في قاعة السوق بمختلف الأسعار خلال مدة معينة وهو من المؤشرات التي تعطي تلميحات مهمة عن قوة السوق واحتمالات صعوده أو هبوطه في المستقبل.

معدل دوران الأسهم:

وهو عبارة عن عدد الأسهم المتداولة مقسوماً على عدد الأسهم المصدرة خلال فترة معينة، وكلما زاد الإقبال على السهم وقابليته للتداول وبيعه كلما ارتفع معدل دوران الأسهم.

2.2.4 نموذج الدراسة

تعد النماذج القياسية من الأساليب المهمة المستخدمة في الدراسات الاقتصادية، إذ أنها تهتم بالقياس الكمي للعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية وتفاعلها مع بعضها البعض. فبالاستعانة بنتائج البحث العلمي التي يمكن أن تساعد الحكومة في رسم سياساتها الاقتصادية وبما يتوافق مع واقعها الاجتماعي والاقتصادي. ويتناول هذا الجانب التحليل القياسي الهادف إلى استقصاء تأثير أدوات السياسة المالية على سوق بورصة عمان باستخدام أساليب السلاسل الزمنية والاختبارات التشخيصية الملائمة، وتشمل تلك كل من:

- اختبار سكون السلاسل الزمنية (Stationary Test).
- اختبار التكامل المشترك (Cointegration Test).
- اختبار الاستقرارية (Stability Test).
- اختبار جرينجر للسببية (Granger Test).

حيث تم استخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة من خلال أسلوب اختبار الحدود (Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bounds Testing Approach).

ومن المتوقع أن يتخذ الشكل العام لنموذج الدراسة الشكل التالي:

$SM_t = f(FP_t \ , MP_t)$

حيث تم أخذ المتغيرات بالصيغة اللوغارتمية، وفي هذه الحالة يصبح النموذج بالشكل التالي:

$lnSM_t = \beta_0 + \beta_1 ln\ FP_t + \beta_2 lnMP_t + \varepsilon_t$

حيث :

SM : سوق البورصة (Stock Market)، حيث سيتم تمثيله بمؤشراته الثلاث :

الرقم القياسي لأسعار الأسهم (Stock Price Index)، حجم التداول (Volume of Trade)، معدل دوران الأسهم (Turnover Ratio)

FP : متغير يمثل السياسة المالية (Fiscal Policy)، حيث يتم تمثيله بالإنفاق الحكومي (G) مرة وبالضرائب الحكومية (T) مرة أخرى.

MP: متغير يمثل السياسة النقدية (Monetary Policy)، حيث يتم تمثيله بعرض النقد بالمفهوم الواسع (M2).

وبذلك يتم تقدير النموذج أعلاه على شكل ست معادلات.

3.2.4 مصادر البيانات

تم الحصول على بيانات المتغيرات من أعداد مختلفة من النشرة الإحصائية الشهرية والسنوية للبنك المركزي الأردني وموقع بورصة عمان.

3.4 الاختبارات الأولية

بهدف استقصاء فرضيات الدراسة، سيتم إجراء مجموعة من الاختبارات الأولية قبل تقدير نموذج الدراسة.

1.3.4 اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية (The Unit Root Test):

في دراسة قام بها (Nelson and Plosser, 1982) تبيّن منها أن معظم المتغيرات الاقتصادية الكلية لا تكون ساكنة في المستوى، أي I(0)، الأمر الذي ربما يجعل استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) غير مناسبة حيث أنه من الممكن الحصول على قيم مرتفعة لكل من قيم (T,F) ولمعامل تحديد الانحدار (R^2).

ولتجنب ظهور مشكلة الانحدار الزائف (Sperious Regression) التي ربما لا تعطي بعدا حقيقيا ولا تفسيرا اقتصادياً ذا معنى ستكون الخطوة الأولى في تحليل البيانات هي اختبار سكون السلاسل الزمنية.

ويشار إلى السلسلة الزمنية X_t بأنها ساكنة stationary عندما يكون :

- وسطها الحسابي ثابت، أي أن : $E(X_t)$ = constant for all t
- تباينها ثابت، أي أن: $Var(X_t)$ = constant for all t
- تباينها المشترك يعتمد على الزمن، أي أن: $Cov(X_t ,X_{t+k})$ = depends on t & $k\neq0$

أي أن كل من وسطها وتباينها يبقى ثابت مع مرور الزمن، أما فيما يتعلق بالتباين المشترك لأي قيمتين للمتغير X فانه يعتمد على فرق الزمن لهاتين القيمتين (Thomas,1997).

وسيتم استخدام اختباري ديكي– فولر الموسع Augmented Dickey- Fuller Test (ADF) واختبار فيلبس بيرون (PP) Phillips- Perron اللذين يختبرا الفرضية العدمية لوجود جذر الوحدة وبالتالي عدم سكون السلسلة الزمنية وذلك كما يلي:

أ- اختبار ديكي – فولر الموسع (ADF):

يمكن إجراء اختبار ديكي – فولر وفقاً للمعادلة (4-1) بوجود الثابت (β_1) والاتجاه الزمني (t) للمتغير (Y):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4\text{-}1)$$

وقد افترض في هذا النموذج عدم وجود ارتباط ذاتي بين حدود الخطأ، ولكن في حالة وجود ارتباط ذاتي ففي هذه الحالة يصبح النموذج غير ملائماً ويجعل نتائج التقدير غير دقيقة. وبهدف التغلب على هذه الحالة فقد تم تطوير أو توسيع هذا النموذج بإضافة قيم متباطئة للسلسلة الزمنية قيد التحليل ليعرف فيما بعدها ب (Augmented Dickey- Fuller Test)، وأصبح النموذج يأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta Y_t = \beta 1 + \beta 2\, _t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i\, \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4\text{-}2)$$

ويعتمد اختبار سكون السلسلة الزمنية على معنوية المعلمة (δ)، وذلك من خلال مقارنة (t) المحسوبة مع (τ) الجدولية (tau- statistic)، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية (بالقيم المطلقة) فهذا يعني أن السلسلة الزمنية ساكنة عند المستوى، وتكون هذه السلسلة الزمنية غير ساكنة إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من الجدولية (بالقيم المطلقة)، وفي هذه الحالة يتطلب أخذ الفرق الأول.

ب- اختبار فيليبس بيرون (Phillips- Perron):

إن اختبار فيليبس – بيرون (PP) يعتمد في تقديره على معادلة مشابه للمعادلة رقم (4-1) ولكن يختلف عن اختبار ADF في معالجة الارتباط التسلسلي من الدرجة الأعلى، حيث أنه يقوم

باستخدام طرق إحصائية غير معلميه ليأخذ في الاعتبار الارتباط التسلسلي في حدود الخطأ بدون إضافة حدود الفرق المتباطئة.

2.3.4 اختبار التكامل المشترك (Cointegration Test):

الخطوة الثانية في التحليل هي إجراء اختبار التكامل المشترك، فإذا كانت السلاسل الزمنية غير ساكنة عند المستوى فهذا يعني أنها ربما تكون متكاملة من الدرجة الأولى، أي I(1) أو أعلى. وبشكل عام إذا وجد تكامل مشترك فهذا يعني أن السلسلتين تتحركان معاً عبر الزمن، ويمكن أن يكون بينهما تكامل مشترك ينتج عنه علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

ولأجل اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات، فهناك مجموعة من الاختبارات التي تتمثل باختبار (Engle and Granger,1987) واختبار (Johansen and Juselius,1990). ولكن إجراء هذه الاختبارات يتطلب أن تكون المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة ولا يمكن إجرائها في حالة وجود متغيرات متكاملة بدرجات مختلفة، كما أن نتائجها قد تكون غير دقيقة في حالة صغر حجم العينة. ولذلك سيتم اللجوء إلى طريقة لإيجاد هذا التكامل المشترك للمتغيرات في المستوى أو عند الفرق الأول أو خليط بينهما وذلك باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة من خلال أسلوب اختبار الحدود Autoregressive Distributed Lag Bounds Testing Approach المقترحة من قبل (Pesaran et al., 2001).

وتتميز طريقة ARDL عن غيرها من الطرق لاختبار التكامل المشترك بعدة مزايا أهمها أنه يمكن إجرائها سواء أكانت درجة التكامل المشترك للمتغيرات I(0) أو I(1) أو خليط بينهما، كما أنها تعطي نتائج ومقدرات كفوءة في حالة العينات الصغيرة كما تكون هذه الطريقة جيدة إذا كان سكون المتغيرات غير واضحاً (Hoque and Yusop, 2010).

وسيتم استخدام طريقة ARDL على ثلاث مراحل، ففي المرحلة الأولى يتم اختبار التكامل المشترك لكل معادلة من المعادلات الست التي تتكون منها الدراسة وذلك في إطار تصحيح الخطأ غير المقيّد Unrestricted Error Correction Model (UECM) بالصيغة التالية (Baranzini et al., 2013):

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varphi Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \eta_t \quad \text{.......................................} \quad (4\text{-}3)$$

حيث:

Y : المتغير التابع

X : متجه المتغيرات المستقلة

$\alpha, \beta, \lambda, \varphi, \delta$: معاملات المتغيرات

Δ : الفرق الأول للمتغيرات

m , n : فترات الإبطاء لمتغيرات الفرق الأول

η : حد الخطأ العشوائي

ويتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات في المعادلة (4-3) من خلال:

اختبار الفرضية الصفرية: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_0: \varphi = \delta = 0$

مقابل الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_1: \varphi \neq \delta \neq 0$

وبعد تقدير المعادلة (4-3) يتم استخدام اختبار Wald-test لاختبار تلك الفرضيات حيث يتم مقارنة قيمة F-statistic المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة المقترحة من قبل

Pesaran et al., (2001)، حيث يتكون الجدول من قيم الحد الأدنى (LCB) التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(0)، وقيم الحد الأعلى (UCB) التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(1)، فإذا كانت قيمة F-statistic المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية في هذه الحالة يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. أما إذا كانت قيمة F-statistic أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية فيتم قبول الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، أما إذا وقعت قيمة F-statistic المحسوبة بين قيمة الحد الأعلى والحد الأدنى ففي هذه الحالة تكون النتيجة غير محسومة.

وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فإن المرحلة الثانية تتضمن تقدير معادلة الأجل الطويل بالصيغة التالية:

$$Y_t = \theta + \sum_{i=1}^{P} \sigma_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} k_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{......} \quad (4\text{-}4)$$

حيث :

X,Y: كما عُرّفت سابقاً

θ, σ, k: معاملات المتغيرات

P, q : فترات الإبطاء للمتغيرات

ε : حد الخطأ العشوائي

وفيما يتعلق بالحصول على المرونات طويلة الأجل للمتغيرات إذا كانت بالصيغة اللوغارتمية، وكانت المعادلة (4-4) بالشكل التالي:

$$Y_t = \theta + \sigma_1 Y_{t-1} + \sigma_2 Y_{t-2} + k_0 X_t + k_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

ففي هذه الحالة يتم الحصول على المرونة طويلة الأجل بالنسبة للمتغير X كما يلي:

$$\xi_X = \frac{k0+k1}{1-\sigma1-\sigma2} \quad \text{......} \quad (4\text{-}5)$$

حيث:

ξ_X: المرونة طويلة الأجل بالنسبة للمتغير X.

أما المرحلة الثالثة فهي الحصول على العلاقة قصيرة الأجل للنموذج وذلك من خلال استخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة (4-4)، وبذلك فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{r} \pi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \omega_i \Delta X_{t-i} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad \text{......} \quad (4\text{-}6)$$

حيث :

γ : معامل تحديد الخطأ والذي يقيس سرعة التعديل التي يتم بها تعديل الاختلال في التوازن من الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل.

ν : حد الخطأ العشوائي.

3.3.4 اختبار كوزوم للاستقرارية (CUSUM Stability Test):

بعد إجراء اختبار جذر الوحدة لمعرفة فيما إذا كانت متغيرات النموذج ساكنة مع الزمن، تدعو الحاجة لاستقصاء فيما إذا كانت هذه المتغيرات تظهر تغيراً هيكلياً في سلوكها عبر الزمن، ويعد اختبار كوزوم (CUSUM) للاستقرارية من أكثر الاختبارات شيوعا في هذا المجال.

وتظهر نتائج هذا الاختبار في شكل منحنى لأخطاء نموذج مقدّر بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، ومجال ثقة بهدف اختبار الفرضية العدمية التي تنص على أن معلمات نموذج المربعات الصغرى الاعتيادية غير مستقرة. فإذا كان منحنى الأخطاء ضمن الحدود الحرجة طوال فترة الدراسة، فإن الفرضية العدمية ترفض عند نسبة معنوية (5%)، وهذا يعني أن المعلمات مستقرة على طول فترة الدراسة، وبالتالي إمكانية تقدير معلمات ثابتة للنموذج على طول الفترة الزمنية للدراسة دون الحاجة إلى تجزئتها لفترات جزئية، أما إذا تم رفض الفرضية العدمية فإنه يستوجب تقسيم فترة الدراسة إلى فترات جزئية تكون فيها المعلمات مستقرة (Brown et al., 1975).

4.3.4 اختبار جرينجر للسببية (Granger Causality Test):

بعد التحقق من وجود التكامل المشترك الذي يتضمن وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات التي تنطوي هذه العلاقة على وجود علاقة سببية على الأقل من جانب واحد بدون تحديد اتجاه العلاقة السببية. ولذلك تم اختبار اتجاه هذه العلاقة باستخدام اختبار جرينجر للسببية (Granger causality) حيث يعتبر هذا الاختبار من الاختبارات الأولى التي ظهرت في مجال تحليل السلاسل الزمنية، إذ يعمل على اختبار وجود العلاقة السببية ما بين متغيرين واتجاه وطبيعة هذه العلاقة إن وجدت (أحادية، أو تبادلية) (Engle & Granger, 1987).

4.4 نتائج التحليل القياسي:

سيتم عرض نتائج الاختبارات السابقة كما يلي:

1.4.4 اختباري جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية (ADF) و(PP):

بهدف استقصاء سكون متغيرات الدراسة، تم اللجوء إلى اختبار جذر الوحدة ديكي – فولر الموسع، حيث كانت النتائج كما هي مبينة في الجدول رقم (4-1) التالي:

الجدول رقم (4-1)

نتائج اختبار جذر الوحدة (ديكي – فولر الموسع).

المتغير	المستوى	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية عند مستوى 5%	القيمة الجدولية عند مستوى 10%
الإنفاق الحكومي(lnG)	عند المستوى	0.376177	− 2.957110	− 2.617434
	الفرق الأول	−6.159391 *	− 2.960411	− 2.619160
الضرائب (lnT)	عند المستوى	−0.621647	− 2.957110	− 2.617434
	الفرق الأول	−5.304529 *	− 2.960411	− 2.619160
عرض النقد (lnM2)	عند المستوى	−1.488602	− 2.957110	− 2.617434
	الفرق الأول	−3.803391 *	− 2.960411	− 2.619160
المؤشر العام لأسعار الأسهم (lnSPI)	عند المستوى	−0.420595	− 2.957110	− 2.617434
	الفرق الأول	−4.201777 *	− 2.960411	− 2.619160
حجم التداول (lnVT)	عند المستوى	−1.482651	− 2.957110	− 2.617434
	الفرق الأول	−4.644372 *	− 2.960411	− 2.619160
معدل دوران الأسهم (lnTOR)	عند المستوى	−1.698645	− 2.957110	− 2.617434
	الفرق الأول	− 4.468495 *	− 2.960411	− 2.619160

*ساكنة على مستوى دلالة 5% أو 10%.

وللتأكد من مصداقية النتائج تم اللجوء إلى اختبار فيلبس– بيرون كاختبار أخر لجذر الوحدة، حيث كانت النتائج كما هي مبينة في الجدول رقم (4-2) التالي:

الجدول رقم (4-2)

نتائج اختبار جذر الوحدة (فيليبس بيرون).

المتغير	المستوى	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية عند مستوى 5%	القيمة الجدولية عند مستوى 10%
الإنفاق الحكومي(lnG)	عند المستوى	0.448923	−2.957110	−2.617434
	الفرق الأول	−6.170881 *	−2.960411	−2.619160
الضرائب (lnT)	عند المستوى	−0.622382	−2.957110	−2.617434
	الفرق الأول	−5.303093 *	−2.960411	−2.619160
عرض النقد (lnM2)	عند المستوى	−1.261221	−2.957110	−2.617434
	الفرق الأول	−3.803391 *	−2.960411	−2.619160
المؤشر العام لأسعار الأسهم (lnSPI)	عند المستوى	−0.579115	−2.957110	−2.617434
	الفرق الأول	−4.23244 *	−2.960411	−2.619160
حجم التداول (lnVT)	عند المستوى	−1.533716	−2.957110	−2.617434
	الفرق الأول	−4.648822 *	−2.960411	−2.619160
معدل دوران الأسهم(lnTOR)	عند المستوى	−1.808054	−2.957110	−2.617434
	الفرق الأول	−4.468495 *	−2.960411	−2.619160

* ساكنة على مستوى دلالة 5% أو 10%.

تشير النتائج في الجدول رقم (4-1) إلى أن السلاسل الزمنية لجميع متغيرات الدراسة لم تكن ساكنة في مستوياتها، إذ أشار اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) إلى أن قيم ديكي فولر المحسوبة لكل متغير بالقيمة المطلقة اقل من القيم الجدولية في قيمتها المطلقة، عند مستوى دلالة إحصائية 5% أو10%، وعليه يتم قبول الفرضية الصفرية التي تنص على عدم سكون المتغيرات في مستوياتها. أما عند اخذ الفرق الأول لهذه المتغيرات عند المقطع فقد أصبحت جميع المتغيرات

ساكنة، حيث كانت قيم ديكي فولر المحسوبة بالقيمة المطلقة لجميع المتغيرات اكبر من القيم الجدولية عند مستوى دلالة 5%، أي أنها متكاملة من الدرجة I(1).

كما أشارت أيضا نتائج اختبار فيليبس– بيرون في الجدول رقم (4-2) إلى عدم سكون المتغيرات عند المستوى، وعند إعادة الاختبار بعد اخذ الفرق الأول عند المقطع أصبحت هذه المتغيرات ساكنة، وهذه النتائج مطابقة لاختبار ديكي فولر الموسع (ADF).

2.4.4 اختبار التكامل المشترك (Cointegration Test):

تقوم معادلة التكامل المشترك في هذه الدراسة على تقدير انحدار مؤشرات بورصة عمان الثلاثة المستخدمة (الرقم القياسي لأسعار الأسهم، وحجم التداول، ومعدل دوران الأسهم) على أدوات السياسة المالية (الإنفاق الحكومي، والضرائب) وعرض النقود كل على حدة.

1.2.4.4 اختبار التكامل المشترك للإنفاق الحكومي ومؤشرات بورصة عمان:

بما أن متغيرات النموذج لم تكن ساكنة عند المستوى ولكنها أصبحت ساكنة عند الفرق الأول، أي أنها متكاملة من نفس الدرجة I(1)، فهذا يشير إلى أن هناك إمكانية لوجود تكامل مشترك بين تلك المتغيرات ينتج عنه علاقة طويلة الأجل. وللكشف عن وجود هذا التكامل سيتم استخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة(ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود Bounds Testing Approach المقترحة من قبل Pesaran et al.,(2001)، حيث تم اختبار التكامل المشترك عندما يكون كل من G وM2 وأحد متغيرات SM متغيرات تابعة، وذلك في إطار نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM) بالصيغة التالية:

$$\Delta \ln SM_t = \beta_{0SM} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{iSM}\, \Delta \ln SM_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jSM}\, \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kSM}\, \Delta \ln M2_{t-k} + \beta_{1SM} \ln SM_{t-1}$$
$$+ \beta_{2SM} \ln G_{t-1} + \beta_{3SM} \ln M2_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4\text{-}7)$$

$$\Delta lnG_t = \beta_{0G} + \sum_{i=0}^{p}\beta_{iG}\,\Delta lnSM_{t-i} + \sum_{j=1}^{q}\beta_{jG}\,\Delta\, lnG_{t-j} + \sum_{k=0}^{r}\beta_{kG}\,\Delta\, lnM2_{t-k} + \beta_{1G}\, lnSM_{t-1} + \beta_{2G}\, lnG_{t-1} + \beta_{3G}\, lnM2_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \text{..........(4-8)}$$

$$\Delta lnM2_t = \beta_{0M2} + \sum_{i=0}^{p}\beta_{IM2}\,\Delta lnSM_{t-i} + \sum_{j=0}^{q}\beta_{jM2}\,\Delta\, lnG_{t-j} + \sum_{k=1}^{r}\beta_{kM2}\,\Delta\, lnM2_{t-k} + \beta_{1M2}\, lnSM_{t-1} + \beta_{2M2}\, lnG_{t-1} + \beta_{3M2}\, lnM2_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \text{..........(4-9)}$$

حيث:

$\beta_i, \beta_j, \beta_k$: تمثل مقدرات العلاقة بالأجل القصير وهي معاملات المتغيرات بصيغة الفرق الأول.

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$: تمثل مقدرات العلاقة في الأجل الطويل وهي معاملات المتغيرات عند المستوى بفترة تباطؤ زمني واحدة.

P, q, r: تمثل فترات الإبطاء الزمني لمتغيرات الفرق الأول.

β_0: المقطع الثابت، والرمز Δ: الفرق الأول ، وε_t: حد الخطأ العشوائي.

ولإجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات للمعادلات (4-7) و(4-8) و(4-9)، تم صياغة الفرضيتين التاليتين:

الفرضية الصفرية: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$

الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$

ولقد تم تقدير المعادلات (4-7) و(4-8) و(4-9) لاختبار التكامل المشترك بين G وM2 ومتغيرات SM الثلاثة (الرقم القياسي لأسعار الأسهم، وحجم التداول، ومعدل دوران الأسهم) كلاً على حده، وكانت النتائج كما يلي:

1.1.2.4.4 اختبار التكامل المشترك للإنفاق الحكومي (G) وعرض النقود (M2) والرقم القياسي لأسعار الأسهم (SPI):

بعد تقدير المعادلات (4-7) و(4-8) و(4-9) بطريقة ARDL، تم الحصول على نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الموضحة في الجدول(4-3):

جدول (4-3): نتائج اختبار التكامل المشترك للنموذج $SPI_t=f(G_t,M2_t)$.

K=2		F- statistic
$SPI_t=f(G_t,M2_t)$ ARDL(0,0,0)		5.1509 [0.032]
$G_t=f(SPI_t,M2_t)$ ARDL(0,0,0)		3.2447 [0.038]
$M2_t=f(SPI_t,G_t)$ ARDL(0,0,0)		2.4298 [0.131]
Significant level	Critical values bounds*	
	Lower Critical Bounds(LCB) I(0)	Upper Critical Bounds(UCB) I(1)
1%	5.15	6.36
5%	3.79	4.85
10%	3.17	4.14

*: المصدر Pesaran et al. (2001)

وللتحقق من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة SPI، كانت قيمة F-statistic المحسوبة تساوي 5.1509 وهي أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية (UCB) الموجودة في الجدول المقترح من Pesaran et al. (2001) والتي تساوي 4.85 عند مستوى معنوية 5% وبوجود متغيرين K=2، وهذا يعني أنه يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة المؤشر العام لأسعار الأسهم.

أما بالنسبة لمعادلة G فقد كانت قيمة F-statistic المحسوبة تساوي 3.2447، وهي في هذه الحالة تقع بين قيمتي الحد الأعلى والحد الأدنى الجدولية عند مستوى معنوية 10%، وهذا يعني أن نتيجة التكامل المشترك غير محسومة.

بينما لم يكن هناك تكامل مشترك في معادلة M2 لأن قيمة F-statistic المحسوبة والتي تساوي 2.4298 كانت أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية.

ونظراً لوجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة المؤشر العام لأسعار الأسهم (SPI)، فإن هذا التكامل ينتج عنه وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تأخذ الصيغة التالية:

$$lnSPI_t = \beta_{0SPI} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{iSPI}\, lnSPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jSPI}\, lnG_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kSPI}\, lnM2_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad ....(4\text{-}10)$$

وقبل تقدير المعادلة (4-10)، تم تحديد عدد فترات الإبطاء لمتغيرات المعادلة باستخدام معيار (SBC) حيث كانت ARDL(1,0,1)، وكانت نتائج تقدير المعادلة طويلة الأجل كما يلي:

$$lnSPI_t = -\ 34.89 + 5.35\ lnG_t - 2.38\ lnM2_t + \varepsilon_t \quad .... (4\text{-}11)$$

(1.2884) (1.5494)

[0.209] [0.133]

$R^2 = 93\%$, Adjusted $R^2 = 92\%$

وتشير الأرقام بين الأقواس () إلى قيمة T-statistic، بينما تشير الأرقام بين الأقواس [ ] إلى القيمة الاحتمالية (Probability value).

حيث تم الحصول على المرونات طويلة الأجل للمتغيرات بنفس الطريقة المذكورة في المعادلة (4-5) وحسب فترات الإبطاء للمتغيرات.

ويتضح من نتائج المعادلة (4-11) أن الإنفاق الحكومي له أثر إيجابي غير مقبول إحصائياً على المؤشر العام لأسعار الأسهم، ويُعزى ذلك إلى أن زيادة الإنفاق الحكومي يؤدي إلى زيادة النمو الاقتصادي الذي يعمل على تحسين الوضع المالي للشركات وزيادة ربحيتها الأمر الذي يعطي نظرة تفائلية في الوضع الاقتصادي وبالتالي زيادة الطلب على الأسهم وزيادة أسعارها. بينما عرض النقد بالمفهوم الواسع فكان له أثر سلبي غير مقبول إحصائياً. وبما أن المعادلة بالصيغة اللوغارتمية، فإن معاملات المتغيرات تمثل المرونات طويلة الأجل. فقد كانت مرونة متغير الإنفاق الحكومي تساوي 5.35 وهذا يعني أن زيادة بنسبة 1% في الإنفاق الحكومي تؤدي إلى زيادة المؤشر العام لأسعار الأسهم بنسبة 5.35% مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة. بينما كانت مرونة عرض النقد تساوي (-2.38)، أي أن تغيراً بنسبة 1% في عرض النقد تؤدي إلى انخفاض المؤشر العام لأسعار الأسهم بنسبة 2.38% مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة. ويمكن تفسير ذلك بأن زيادة عرض النقد تؤدي إلى ارتفاع في معدلات التضخم وبالتالي يؤدي إلى انخفاض القيمة التي يكون المستثمر على استعداد لدفعها كقيمة للسهم.

2.1.2.4.4 اختبار التكامل المشترك للإنفاق الحكومي (G) وعرض النقود (M2) ومعدل دوران الأسهم (TOR):

بعد تقدير المعادلات (4-7) و (4-8) و(4-9) بطريقة ARDL بين G وM2 وTOR، تم الحصول على نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الموضحة في الجدول (4-4):

جدول (4-4): نتائج اختبار التكامل المشترك للنموذج ($TOR_t=f(G_t,M2_t)$).

K=2		F- statistic
$TOR_t=f(G_t,M2_t)$ ARDL(1,0,1)		4.1915 [0.026]
$G_t=f(TOR,M2_t)$ ARDL(1,0,1)		1.6725 [0.167]
$M2_t=f(TOR,G_t)$ ARDL(1,0,0)		3.6490 [0.026]
Significant level	Critical values bounds*	
	Lower Critical Bounds(LCB) I(0)	Upper Critical Bounds(UCB) I(1)
1%	5.15	6.36
5%	3.79	4.85
10%	3.17	4.14

*: المصدر Pesaran et al. (2001)

ويتضح من الجدول (4-4) وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة TOR، حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة تساوي 4.1915 وهي أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية عند مستوى معنوية 10%، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة معدل دوران الأسهم. بينما لم يكن هناك تكامل مشترك في معادلة G حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية. أما بالنسبة لمعادلة M2 فقد كانت قيمة F-statistic المحسوبة

تساوي 3.6490، وهي في هذه الحالة تقع بين قيمتي الحد الأعلى والحد الأدنى الجدولية عند مستوى معنوية 10%، وهذا يعني أن نتيجة التكامل المشترك غير محسومة.

ونظراً لوجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة معدل دوران الأسهم (TOR)، فإن هذا التكامل ينتج عنه وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تأخذ الصيغة التالية:

$$\ln TOR_t = \beta_{0TOR} + \sum_{i=1}^{p}\beta_{iTOR}\ln TOR_{t-i} + \sum_{j=0}^{q}\beta_{jTOR}\ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r}\beta_{kTOR}\ln M2_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad .....(4\text{-}12)$$

وقبل تقدير المعادلة (4-12)، تم تحديد عدد فترات الإبطاء لمتغيرات المعادلة باستخدام معيار (SBC) حيث كانت ARDL(1,0,1)، وكانت نتائج تقدير المعادلة طويلة الأجل كما يلي:

$$\ln TOR_t = 5.86 - 2.04 \ln G_t + 2.25 \ln M2_t + \varepsilon_t \quad .... (4\text{-}13)$$

(-0.86327)   (3.2386)

[0.396]   [0.003]

$R^2 = 82\%$,   Adjusted $R^2 = 80\%$

حيث تم الحصول على المرونات طويلة الأجل للمتغيرات بنفس الطريقة المذكورة في المعادلة (4-5) وحسب فترات الإبطاء للمتغيرات.

ويتضح من نتائج المعادلة (4-13) أن الإنفاق الحكومي له أثر سلبي غير مقبول إحصائياً على معدل دوران الأسهم بينما عرض النقد بالمفهوم الواسع فكان له أثر ايجابي مقبول إحصائياً، ويفسر ذلك بأن زيادة الإنفاق الحكومي يعمل على زيادة العجز المالي وبالتالي اللجوء إلى الاقتراض لتمويل العجز، وهذا يعمل على ارتفاع معدلات الفائدة وتقليل الاستثمار، مما يخفض من الطلب على السهم، وهذا يؤدي إلى تخفيض معدل دوران الأسهم. وبما أن المعادلة بالصيغة اللوغارتمية، فإن معاملات المتغيرات تمثل المرونات طويلة الأجل. فقد كانت مرونة متغير الإنفاق الحكومي تساوي (-2.04) وهذا يعني أن زيادة بنسبة 1% في الإنفاق الحكومي تؤدي إلى انخفاض

معدل دوران الأسهم بنسبة 2.04%، بينما أي زيادة بنسبة 1% في عرض النقد تؤدي إلى زيادة معدل دوران الأسهم بنسبة 2.25%.

3.1.2.4.4 اختبار التكامل المشترك للإنفاق الحكومي (G) وعرض النقود (M2) وحجم التداول (VT):

بعد تقدير المعادلات (4-7) و(4-8) و(4-9) بطريقة ARDL بين G وM2 وVT، تم الحصول على نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الموضحة في الجدول (4-5):

جدول (4-5): نتائج اختبار التكامل المشترك للنموذج $VT_t=f(G_t,M2_t)$.

K=2		F- statistic
$VT_t=f(G_t,M2_t)$ ARDL(1,0,1)		4.6005 [0.010]
$G_t=f(VT_t,M2_t)$ ARDL(1,0,1)		1.7719 [0.177]
$M2_t=f(VT_t, G_t)$ ARDL(1,0,0)		4.6799 [0.010]
Significant level	Critical values bounds*	
	Lower Critical Bounds(LCB) I(0)	Upper Critical Bounds(UCB) I(1)
1%	5.15	6.36
5%	3.79	4.85
10%	3.17	4.14

*: المصدر Pesaran et al. (2001)

ويتضح من الجدول (4-5) وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة VT، حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة تساوي 4.6005 وهي أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية عند مستوى معنوية 10%، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة حجم التداول. بينما لم يكن هناك تكامل مشترك في معادلة G حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية. أما معادلة M2 فقد كانت قيمة F-statistic المحسوبة تساوي 4.6799 وهي أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية عند مستوى معنوية 10%، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة عرض النقد بالمفهوم الواسع.

ونظراً لوجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة حجم التداول (VT)، فإن هذا التكامل ينتج عنه وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تأخذ الصيغة التالية:

$$\ln VT_t = \beta_{0VT} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{iVT} \ln VT_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jVT} \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kVT} \ln M2_{t-k} + \varepsilon_{1t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4\text{-}14)$$

وقبل تقدير المعادلة (4-14)، تم تحديد عدد فترات الإبطاء لمتغيرات المعادلة باستخدام معيار (SBC) حيث كانت ARDL(1,0,1)، وكانت نتائج تقدير المعادلة طويلة الأجل كما يلي:

$$\ln VT_t = -10.04 - 3.57 \ln G_t + 4.66 \ln M2_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4\text{-}15)$$

(-1.0608) (3.9001)

[0.298] [0.001]

$R^2 = 93\%$, Adjusted $R^2 = 92\%$

حيث تم الحصول على المرونات طويلة الأجل للمتغيرات بنفس الطريقة المذكورة في المعادلة (4-5) وحسب فترات الإبطاء للمتغيرات.

ويتضح من نتائج المعادلة (4-15) أن الإنفاق الحكومي له أثراً سلبياً غير مقبول إحصائياً على حجم التداول بينما عرض النقد بالمفهوم الواسع كان له أثراً ايجابياً مقبول إحصائياً، ويُعزى

ذلك بأن زيادة الإنفاق الحكومي يعمل على زيادة العجز المالي وبالتالي اللجوء إلى الاقتراض لتمويل العجز وهذا يعمل على ارتفاع معدلات الفائدة وتقليل الاستثمار، ويعمل أيضاً على مزاحمة الحكومة للقطاع الخاص للحصول على التمويل، مما يخفض من حجم التداول. وبما أن المعادلة بالصيغة اللوغارتمية، فإن معاملات المتغيرات تمثل المرونات طويلة الأجل. فقد كانت مرونة متغير الإنفاق الحكومي تساوي (3.57-)، فإن هذا يعني أن زيادة بنسبة 1% في الإنفاق الحكومي تؤدي إلى انخفاض حجم التداول بنسبة 3.57%، بينما كانت مرونة عرض النقد تساوي 4.66، أي أن زيادة بنسبة 1% في عرض النقد تؤدي إلى زيادة حجم التداول بنسبة 4.66% .

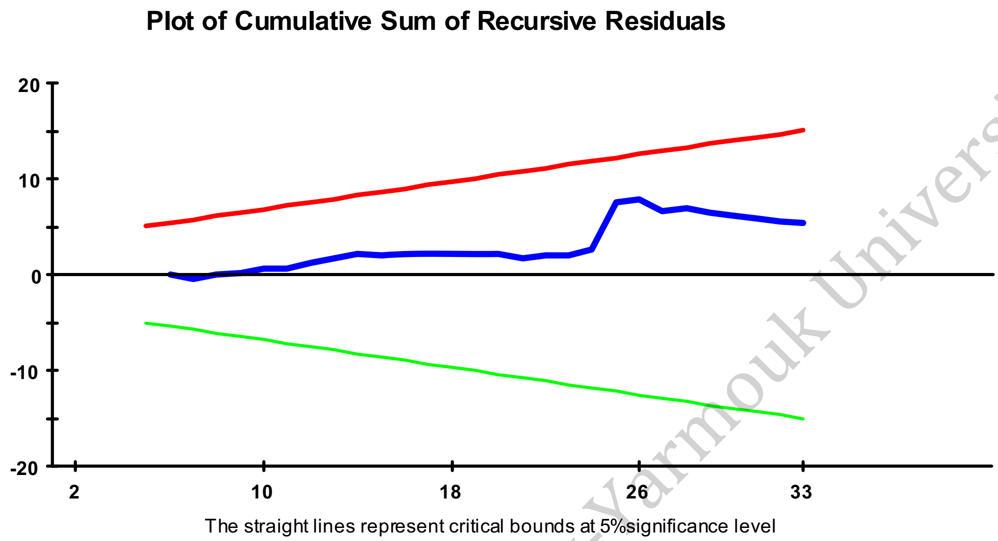
3.4.4 اختبار كوزوم للاستقرارية (CUSUM Stability Test):

1.3.4.4 اختبار كوزوم للاستقرارية بين المؤشر العام لأسعار الأسهم (SPI) والإنفاق الحكومي (G):

بعد إجراء اختبار (CUSUM) للاستقرارية بين SPI وG وM2 كما هو موضح بالشكل (4-1)، تبيّن أن منحنى الأخطاء يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإنّه لا يوجد حاجة لتقسيم الفترة (1980–2012) إلى فترات جزئية، وبالتالي يمكن التعامل مع كامل فترة الدراسة كفترة زمنية واحدة.

الشكل رقم (4-1)

اختبار كوزوم للاستقرارية بين M2,G,SPI (**CUSUM Stability Test**)



وللتأكد من جودة النموذج المستخدم في التحليل وخلوه من المشاكل القياسية، تم اجراء الاختبارات التشخيصية (Diagnostic tests) وفقاً لاختبار Lagrange multiplier statistics والتي يوضح نتائجها الجدول (4-6).

جدول (4-6): نتائج الاختبارات التشخيصية لمعادلة $SPI_t=f(G_t,M2_t)$.

Lagrange multiplier statistics	p-value
Normality test	[0.000]
Serial Correlatiom LM test	[0.198]
Heteroskedasticity test	[0.332]

حيث يشير الاختبار المتعلق بالتوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية Normality test اعتماداً على القيمة الاحتمالية إلى رفض الفرضية الصفرية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيع طبيعي. وفيما يتعلق باختبار الارتباط التسلسلي بين الأخطاء العشوائية فإن القيمة الاحتمالية لاختبار LM-tset تشير إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي. ويشير اختبار عدم ثبات

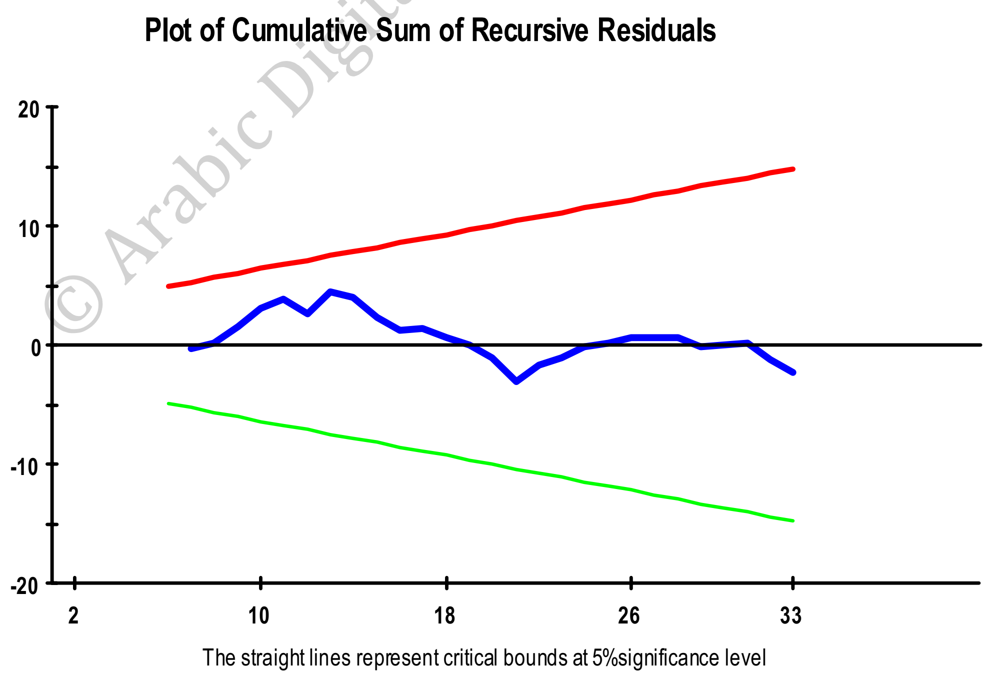
تباين حد الخطأ Heteroskedasticity test إلى عدم رفض الفرضية الصفرية القائلة بثبات تباين حد الخطأ.

2.3.4.4 اختبار كوزوم للاستقرارية بين معدل دوران الأسهم (TOR) والإنفاق الحكومي (G):

وعند إجراء اختبار الاستقرارية بين TOR و G و M2 كما هو موضح بالشكل (4-2)، تبيّن أن منحنى الأخطاء يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإنّه لا يوجد حاجة لتقسيم فترة الدراسة إلى فترات جزئية ويمكن التعامل مع كامل فترة الدراسة كفترة زمنية واحدة.

الشكل رقم (4-2)

اختبار كوزوم للاستقرارية بين M2,G,TOR **(CUSUM Stability Test)**



تم اجراء الاختبارات التشخيصية لمعادلة TOR وذلك للتأكد من كفاءة النموذج المستخدم في التحليل، ويوضح الجدول (4-7) نتائج تلك الاختبارات.

جدول (4-7): نتائج الاختبارات التشخيصية لمعادلة $TOR_t=f(G_t,M2_t)$.

Lagrange multiplier statistics	p-value
Normality test	[0.640]
Serial Correlatiom LM test	[0.416]
Heteroskedasticity test	[0.858]

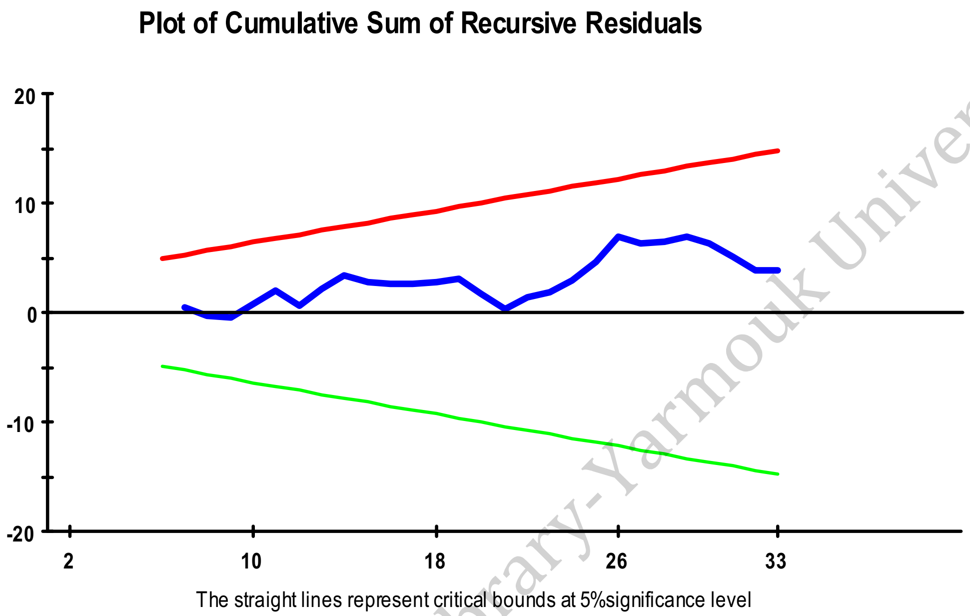
ويستدل من القيمة الاحتمالية للاختبار المتعلق بالتوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية إلى عدم رفض الفرضية الصفرية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيع طبيعي. وتشير القيمة الاحتمالية لاختبار LM-tset إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء العشوائية. أما اختبار عدم ثبات تباين حد الخطأ يستدل من القيمة الاحتمالية إلى عدم رفض الفرضية الصفرية القائلة بثبات تباين حد الخطأ.

3.3.4.4 اختبار كوزوم للاستقرارية بين حجم التداول (VT) والإنفاق الحكومي (G):

ويتضح من الشكل (4-3) اختبار الاستقرارية بين VT و G وM2، وتبيّن أن منحنى الأخطاء يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإنّه لا يوجد حاجة لتقسيم فترة الدراسة إلى فترات جزئية ويمكن التعامل مع كامل فترة الدراسة كفترة زمنية واحدة.

الشكل رقم (4-3)

اختبار كوزوم للاستقرارية بين M2,G,VT (CUSUM Stability Test)



كما تم اجراء الاختبارات التشخيصية لمعادلة VT وذلك للتأكد من كفاءة النموذج المستخدم في التحليل، ويوضح الجدول (4-8) نتائج تلك الاختبارات.

جدول (4-8): نتائج الاختبارات التشخيصية لمعادلة $VT_t = f(G_t, M2_t)$.

Lagrange multiplier statistics	p-value
Normality test	[0.614]
Serial Correlatiom LM test	[0.506]
Heteroskedasticity test	[0.863]

حيث أن الأخطاء العشوائية تتبع توزيع طبيعي. واتضح ان النموذج خالي من مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء العشوائية. وكذلك ثبات تباين حد الخطأ.

4.4.4 اختبار العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل (Granger Causality Test):

1.4.4.4 اختبار العلاقة السببية بين المؤشر العام لأسعار الأسهم (SPI) والإنفاق الحكومي (G):

للتعرف على اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات، فإن اختبار اتجاه تلك العلاقة بين المتغيرات سيتم باستخدام سببية جرينجر في الأجل القصير والطويل في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) الذي يمكن التعبير عنه بالصيغ التالية:

$$\Delta \ln SPI_t = \gamma_{0SPI} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iSPI}\, \Delta \ln SPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jSPI}\, \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kSPI}\, \Delta \ln M2_{t-k} + \gamma_{SPI}\, ECT_{t-1} + u_{1t} \quad \text{(4-16)}$$

$$\Delta \ln G_t = \gamma_{0G} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iG}\, \Delta \ln SPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jG}\, \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kG}\, \Delta \ln M2_{t-k} + u_{2t} \quad \text{(4-17)}$$

حيث:

γ_{SPI}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة المؤشر العام لأسعار الأسهم.

ECT_{t-1}: حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل الخاصة بكل معادلة.

u_t: حد الخطأ العشوائي.

إن حد تصحيح الخطأ سوف يتم تضمينه في المعادلة التي يكون بين متغيراتها تكامل مشترك، وبالتالي فإن معادلة SPI التي تحقق وجود تكامل مشترك بين متغيراتها سيحدد حد تصحيح الخطأ اتجاه العلاقة السببية القصيرة وطويلة الأجل.

إن تحديد اتجاه العلاقة السببية للمعادلات (4-16) و(4-17) في الأجل القصير يكون اعتماداً على المعنوية الإحصائية لمعاملات متغيرات الفروق المستقلة $\gamma_i, \gamma_j, \gamma_k$ ، أما تحديد اتجاه العلاقة في الأجل الطويل فيتم التعرف عليه من خلال اختبار المعنوية الإحصائية لمعامل حد تصحيح الخطأ λ والذي يجب أن يكون بإشارة سالبة.

ويبين الجدول (4-9) نتائج اختبار العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل بين متغيرات المعادلات (4-16) و (4-17).

جدول (4-9): نتائج اختبار العلاقة السببية للمتغيرين SPI, G.

Dependent variable	Direction of causality			
	Short- run Granger causality t-statistics and F-statistics			Long- run Granger causality t-statistics
	Δ lnSPI	Δ lnG	Δ lnM2	ECT $_{t-1}$
Δ lnSPI	-	1.2884 [0.208]	1.5494 [0.133]	- 0.34585 - 2.6801 [0.012]
Δ lnG	2.8588 [0.008]	-	2.9320 [0.007]	-

*:الأرقام بين الأقواس [ ] تشير إلى القيمة الاحتمالية (Probability).

ويتضح من نتائج اختبار السببية في الجدول(4-9) لمعادلة SPI أن المتغيرات المستقلة غير مقبولة إحصائية اعتماداً على اختبار t-test، وهذا يدل على عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من المتغيرات المستقلة إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم. ويتضح من قيمة حد

تصحيح الخطأ لفترة سابقة ECT_{t-1} أنها كانت مقبولة إحصائياً ، مما يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

فيما يتعلق بمعامل حد تصحيح الخطأ λ_{SPI} فقد كانت قيمته تساوي (0.34585-) وجاءت إشارته المتوقعة سالبة وكانت ذات معنوية إحصائياً، مما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. ومن هذا يتضح أن 34.6% من نسبة الاختلال في التوازن في الفترة السابقة يتم تصحيحها في الفترة اللاحقة بعد حدوث أي صدمة تتعرض لها المتغيرات المستقلة وتؤثر على المتغير التابع.

أما بالنسبة لمعادلة G فيتضح من الجدول (4-9) أن هناك علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من المؤشر العام لأسعار الأسهم وعرض النقد إلى الإنفاق الحكومي.

وللتعرف على العلاقة التبادلية بين الإنفاق الحكومي والمؤشر العام لأسعار الأسهم، يتضح من الجدول (4-9):

١. عدم وجود أي علاقة سببية تتجه من الإنفاق الحكومي وعرض النقد إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم في الأجل القصير.

٢. وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير تتجه من المؤشر العام لأسعار الأسهم وعرض النقد إلى الإنفاق الحكومي.

٣. بما أن معامل حد تصحيح الخطأ في معادلة المؤشر العام لأسعار الأسهم كان مقبول إحصائياً واتخذ الإشارة السالبة المتوقعة، فهذا يعني وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الإنفاق الحكومي وعرض النقد إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم.

2.4.4.4 اختبار العلاقة السببية بين معدل دوران الأسهم (TOR) والإنفاق الحكومي (G):

وكما هو الحال في معادلة SPI وG، فإن اختبار اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في معادلة TORوG سيتم باستخدام سببية جرينجر في الأجل القصير والطويل في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) وفق المعادلتين:

$$\Delta \ln TOR_t = \gamma_{0TOR} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iTOR}\, \Delta \ln TOR_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jTOR}\, \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kTOR}\, \Delta \ln M2_{t-k} + \gamma_{TOR}\, ECT_{t-1} + u_{1t} \quad \text{(4-18)}$$

$$\Delta \ln G_t = \gamma_{0G} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iG}\, \Delta \ln TOR_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jG}\, \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kG}\, \Delta \ln M2_{t-k} + u_{2t} \quad \text{(4-19)}$$

حيث:

γ_{TOR}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة معدل دوران الأسهم.

γ_G: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة الإنفاق الحكومي.

ECT_{t-1}: حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل الخاصة بكل معادلة.

u_t: حد الخطأ العشوائي.

ويبين الجدول (4-10) نتائج اختبار العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل بين متغيرات المعادلات (4-17) و (4-18).

جدول (4-10): نتائج اختبار العلاقة السببية للمتغيرين TOR, G.

Dependent variable	Direction of causality			
	Short- run Granger causality t-statistics and F-statistics			Long- run Granger causality t-statistics
	Δ lnTOR	Δ lnG	Δ lnM2	ECT $_{t-1}$
Δ lnTOR	-	- 0.86327 [0.395]	3.2386 [0.003]	- 0.33293 - 2.7907 [0.009]
Δ lnG	- 0.011052 [0.991]	-	1.1448 [0.262]	-

*:الأرقام بين الأقواس [ ] تشير إلى القيمة الاحتمالية (Probability).

ويتضح من نتائج اختبار السببية في الجدول (4-10) لمعادلة TOR أن متغير الإنفاق الحكومي غير مقبول إحصائياً اعتماداً على اختبار t-test، بينما عرض النقد كان معنوي إحصائياً. ويستدل من هذا عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من الإنفاق الحكومي إلى معدل دوران الأسهم، ووجود علاقة سببية تنتقل من عرض النقد إلى معدل دوران الأسهم. ويتضح من قيمة حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة ECT_{t-1} أنها كانت معنوية إحصائياً ، مما يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

فيما يتعلق بمعامل حد تصحيح الخطأ λ_{TOR} فقد كانت قيمته تساوي (0.33293-) وجاءت إشارته المتوقعة سالبة وكانت ذات معنوية إحصائياً، مما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. ومن هذا يتضح أن 33.3% من نسبة الاختلال في التوازن في الفترة السابقة يتم

تصحيحها في الفترة اللاحقة بعد حدوث أي صدمة تتعرض لها المتغيرات المستقلة وتؤثر على المتغير التابع.

وبالنسبة لمعادلة G فلا يوجد أي علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من معدل دوران الأسهم وعرض النقد إلى الإنفاق الحكومي.

وللتعرف على نتائج العلاقة التبادلية بين معدل دوران الأسهم والإنفاق الحكومي، يتضح من الجدول ما يلي:

١. وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير تتجه من عرض النقد إلى معدل دوران الأسهم.

٢. وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الإنفاق الحكومي وعرض النقد إلى معدل دوران الأسهم.

٣. عدم وجود أي علاقة سببية تتجه من معدل دوران الأسهم وعرض النقد إلى الإنفاق الحكومي في الأجل القصير.

3.4.4.4 اختبار العلاقة السببية بين حجم التداول (VT) والإنفاق الحكومي (G):

لقد تم اختبار اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في معادلة VTوG باستخدام سببية جرينجر في الأجل القصير والطويل في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) وفق المعادلتين التاليتين:

$$\Delta lnVT_t = \gamma_{0VT} + \sum_{i=0}^{p}\gamma_{iVT}\,\Delta lnVT_{t-i} + \sum_{j=0}^{q}\gamma_{jVT}\,\Delta lnG_{t-j} + \sum_{k=0}^{r}\gamma_{kVT}\,\Delta\, lnM2_{t-k} + \gamma_{VT}\, ECT_{t-1} + u_{1t} \quad \ldots\ldots (4\text{-}20)$$

$$\Delta lnG_t = \gamma_{0G} + \sum_{i=0}^{p}\gamma_{iG}\,\Delta\, lnVT_{t-i} + \sum_{j=0}^{q}\gamma_{jG}\,\Delta\, lnG_{t-j} + \sum_{k=0}^{r}\gamma_{kG}\,\Delta\, lnM2_{t-k} + u_{2t} \ldots\ldots (4\text{-}21)$$

حيث:

γ_{VT}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة حجم التداول.

γ_{G}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة الإنفاق الحكومي.

ECT_{t-1}: حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل الخاصة بكل معادلة.

u_t: حد الخطأ العشوائي.

وبعد تقدير المعادلات (4-19) و (4-20) تم الحصول على نتائج اختبار العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل بين المتغيرات والتي يلخصها الجدول (4-11).

جدول (4-11): نتائج اختبار العلاقة السببية للمتغيرين VT, G.

Dependent variable	Direction of causality			
	Short- run Granger causality t-statistics and F-statistics			Long- run Granger causality t-statistics
	Δ lnVT	Δ lnG	Δ lnM2	ECT $_{t-1}$
Δ lnVT	-	- 1.0608 [0.298]	3.9001 [0.001]	- 0.33967 - 2.7192 [0.011]
Δ lnG	0.063729 [0.950]	-	1.0726 [0.292]	-

*:الأرقام بين الأقواس [ ] تشير إلى القيمة الاحتمالية (Probability).

ويتضح من نتائج اختبار السببية في الجدول (4-11) لمعادلة VT أن متغير الإنفاق الحكومي غير مقبول إحصائياً اعتماداً على اختبار t-test، بينما عرض النقد كان مقبول إحصائياً. ويستدل من هذا عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من الإنفاق الحكومي إلى حجم التداول، ووجود علاقة سببية تنتقل من عرض النقد إلى حجم التداول. ويتضح من قيمة حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة ECT_{t-1} أنها كانت معنوية إحصائياً ، مما يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع. وفيما يتعلق بمعامل حد تصحيح الخطأ λ_{VT} فقد كانت قيمته تساوي (0.33967-) وجاءت إشارته المتوقعة سالبة وكانت ذات معنوية إحصائياً، مما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. ومن هذا يتضح أن 34% من نسبة الاختلال في التوازن في الفترة السابقة يتم تصحيحها في الفترة اللاحقة بعد حدوث أي صدمة تتعرض لها المتغيرات المستقلة وتؤثر على المتغير التابع.

وبالنسبة لمعادلة G فلا يوجد أي علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من حجم التداول وعرض النقد إلى الإنفاق الحكومي.

وللتعرف على نتائج العلاقة التبادلية بين حجم التداول والإنفاق الحكومي، يتضح من الجدول ما يلي:

١. وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير من عرض النقد باتجاه حجم التداول.
٢. وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الإنفاق الحكومي وعرض النقد إلى حجم التداول.
٣. عدم وجود أي علاقة سببية تتجه من حجم التداول وعرض النقد إلى الإنفاق الحكومي في الأجل القصير.

2.2.4.4 اختبار التكامل المشترك بين الضرائب ومؤشرات بورصة عمان:

للكشف عن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات وذلك عندما يكون كل من T وأحد متغيرات SM متغيرات تابعة، وذلك باستخدام (UECM) وفق الصيغة التالية:

$$\Delta lnSM_t = \beta_{0SM} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{iSM}\, \Delta lnSM_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jSM}\, \Delta\, lnT_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kSM}\, \Delta\, lnM2_{t-k} + \beta_{1SM}\, lnSM_{t-1} + \beta_{2SM}\, lnT_{t-1} + \beta_{3SM}\, lnM2_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \ldots\ldots (4\text{-}22)$$

$$\Delta lnT_t = \beta_{0T} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{iT}\, \Delta lnSM_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_{jT}\, \Delta\, lnT_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kT}\, \Delta\, lnM2_{t-k} + \beta_{1T}\, lnSM_{t-1} + \beta_{2T}\, lnT_{t-1} + \beta_{3T}\, lnM2_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \ldots\ldots (4\text{-}23)$$

$$\Delta lnM2_t = \beta_{0M2} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{IM2}\, \Delta lnSM_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jM2}\, \Delta\, lnT_{t-j} + \sum_{k=1}^{r} \beta_{kM2}\, \Delta\, lnM2_{t-k} + \beta_{1M2}\, lnSM_{t-1} + \beta_{2M2}\, lnT_{t-1} + \beta_{3M2}\, lnM2_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \ldots\ldots (4\text{-}24)$$

حيث:

$\beta_i, \beta_j, \beta_k$: تمثل مقدرات العلاقة بالأجل القصير وهي معاملات المتغيرات بصيغة الفرق الأول.

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$: تمثل مقدرات العلاقة في الأجل الطويل وهي معاملات المتغيرات عند المستوى ولفترة تباطؤ زمني واحدة.

P, q, r: تمثل فترات الإبطاء لمتغيرات الفرق الأول.

β_0: المقطع الثابت، والرمز Δ: الفرق الأول، وε_t: حد الخطأ العشوائي.

ولإجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات للمعادلات (4-22) و(4-23) و(4-24)، تم صياغة الفرضيتين التاليتين:

الفرضية الصفرية: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$

الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$

ولقد تم تقدير المعادلات (4-22) و(4-23) و(4-24) لاختبار التكامل المشترك بين T و M2 ومتغيرات SM الثلاثة (الرقم القياسي لأسعار الأسهم، وحجم التداول، ومعدل دوران الأسهم) كلاً على حده، وكانت النتائج كما يلي:

1.2.2.4.4 اختبار التكامل المشترك بين الضرائب (T) وعرض النقد (M2) والرقم القياسي لأسعار الأسهم (SPI):

بعد تقدير المعادلات (4-22) و(4-23) و(4-24) بطريقة ARDL، تم الحصول على نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الموضحة في الجدول (4-12):

جدول (4-12): نتائج اختبار التكامل المشترك للنموذج $SPI_t = f(T_t, M2_t)$.

K=2	F- statistic
$SPI_t = f(T_t, M2_t)$ ARDL(1,0,0)	4.9301 [0.035]
$T_t = f(SPI_t, M2_t)$ ARDL(1,0,0)	2.3486 [0.096]
$M2_t = f(SPI_t, T_t)$ ARDL(1,1,0)	2.1337 [0.121]

Significant level	Critical values bounds*	
	Lower Critical Bounds(LCB) I(0)	Upper Critical Bounds(UCB) I(1)
1%	5.15	6.36
5%	3.79	4.85
10%	3.17	4.14

*: المصدر Pesaran et al. (2001)

وللتحقق من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة SPI، كانت قيمة F-statistic المحسوبة تساوي 4.9301 وهي أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية (UCB) الموجودة في الجدول المقترح من Pesaran et al. (2001) والتي تساوي 4.85 عند مستوى معنوية 5% وبوجود متغيرين K=2، وهذا يعني أنه يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة المؤشر العام لأسعار الأسهم. بينما لم يكن هناك تكامل مشترك في معادلة T وM2 حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية.

ونظراً لوجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة المؤشر العام لأسعار الأسهم (SPI)، فإن هذا التكامل ينتج عنه وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تأخذ الصيغة التالية:

$$lnSPI_t = \beta_{0SPI} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{iSPI}\, lnSPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jSPI}\, lnT_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kSPI}\, lnM2_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad \text{.................(4-25)}$$

وقبل تقدير المعادلة (4-25)، تم تحديد عدد فترات الإبطاء لمتغيرات المعادلة باستخدام معيار (SBC) حيث كانت ARDL(1,0,0)، وكانت نتائج تقدير المعادلة طويلة الأجل كما يلي:

$$lnSPI_t = - 25.47 - 1.33\ lnT_t + 3.37\ lnM2_t + \varepsilon_t \quad \text{.......................................} \quad (4\text{-}26)$$

(1.9278) (0.81180)

[0.064] [0.424]

$R^2 = 93\%$, Adjusted R^2 =92%

حيث تم الحصول على المرونات طويلة الأجل للمتغيرات بنفس الطريقة المذكورة في المعادلة (4-5) وحسب فترات الإبطاء للمتغيرات.

ويتضح من نتائج المعادلة (4-26) أن الضرائب له أثر سلبي مقبول إحصائياً على المؤشر العام لأسعار الأسهم بينما عرض النقد بالمفهوم الواسع كان له أثر إيجابي غير مقبول إحصائياً، حيث أن زيادة الضرائب تؤدي إلى تقليل حجم الفائض أو الادخار لدى المستثمرين وهذا يؤدي إلى تخفيض حجم الاستثمار ويخفض الطلب على الأسهم وبالتالي يقلل من أسعار هذه الأسهم من جهة، وزيادة الضرائب تعمل على تقليل من أرباح الشركات وتقليل حجم توزيعات أرباح الأسهم وهذا يؤدي إلى تخفيض الطلب على الأسهم وتخفيض أسعارها ومن جهة أخرى. وبما أن المعادلة بالصيغة اللوغارتمية، فإن معاملات المتغيرات تمثل المرونات طويلة الأجل. حيث كانت مرونة متغير الضرائب تساوي 1.33 وهذا يعني أن زيادة بنسبة 1% في الضرائب يؤدي إلى انخفاض المؤشر العام لأسعار الأسهم بنسبة 1.33%. بينما كانت مرونة عرض النقد تساوي 3.37، أي أن زيادة بنسبة 1% في عرض النقد تؤدي إلى زيادة المؤشر العام لأسعار الأسهم بنسبة 3.37%.

2.2.2.4.4 اختبار التكامل المشترك بين الضرائب (T) وعرض النقد (M2) ومعدل دوران الأسهم (TOR):

بعد تقدير المعادلات (4-22) و(4-23) و(4-24) بطريقة ARDL بين T وM2 وTOR، تم الحصول على نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الموضحة في الجدول (4-13):

جدول (4-13): نتائج اختبار التكامل المشترك للنموذج $TOR_t=f(T_t,M2_t)$.

K=2		F- statistic
$TOR_t=f(T_t,M2_t)$ ARDL(1,1,1)		6.1207 [0.003]
$T_t=f(TOR_t,M2_t)$ ARDL(1,0,0)		3.5195 [0.029]
$M2_t=f(TOR_t,T_t)$ ARDL(1,0,1)		2.3276 [0.099]
Significant level	Critical values bounds*	
	Lower Critical Bounds(LCB) I(0)	Upper Critical Bounds(UCB) I(1)
1%	5.15	6.36
5%	3.79	4.85
10%	3.17	4.14

*: المصدر (2001) Pesaran et al.

ويتضح من الجدول (4-13) وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة TOR، حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة تساوي 6.1207 وهي أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة معدل دوران الأسهم. أما معادلة T فقد كانت قيمة F-statistic تقع بين قيمتي الحد الأعلى والحد الأدنى الجدولية عند مستوى معنوية 10%، وهذا يعني أن نتيجة التكامل المشترك غير محسومة. بينما لم

يكن هناك تكامل مشترك في معادلة M2 حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية.

ونظراً لوجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة معدل دوران الأسهم (TOR)، فإن هذا التكامل ينتج عنه وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تأخذ الصيغة التالية:

$$\ln TOR_t = \beta_{0TOR} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{iTOR} \ln TOR_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jTOR} \ln T_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kTOR} \ln M2_{t-k} + \varepsilon_{1t} \;\ldots\ldots \quad (4\text{-}27)$$

وقبل تقدير المعادلة (4-27)، تم تحديد عدد فترات الإبطاء لمتغيرات المعادلة باستخدام معيار (SBC) حيث كانت ARDL(1,1,1)، وكانت نتائج تقدير المعادلة طويلة الأجل كما يلي:

$$\ln TOR_t = -9.99 - 2.44 \ln T_t + 3.14 \ln M2_t + \varepsilon_t \;\ldots\ldots \quad (4\text{-}28)$$

(0.96353)   (3.7283)

[0.344]   [0.001]

$R^2 = 87\%$,   Adjusted $R^2 = 84\%$

حيث تم الحصول على المرونات طويلة الأجل للمتغيرات بنفس الطريقة المذكورة في المعادلة (4-5) وحسب فترات الإبطاء للمتغيرات.

ويتضح من نتائج المعادلة (4-28) أن الضرائب له أثر سلبي غير مقبول إحصائياً على معدل دوران الأسهم بينما عرض النقد بالمفهوم الواسع كان له أثر ايجابي مقبول إحصائياً، وذلك لأن زيادة الضرائب تعمل على تخفيض الدخل المتاح لدى المستثمرين من الأفراد والشركات وبالتالي تخفيض حجم الادخار والاستهلاك، وللمحافظة على نفس مستوى الاستهلاك يلجأ المستثمرون إلى بيع الأسهم (مع عدم شراء أسهم أخرى) وهذا يعمل على تخفيض معدل دوران الأسهم. وبما أن المعادلة بالصيغة اللوغارتمية، فإن معاملات المتغيرات تمثل المرونات طويلة الأجل، فقد كانت مرونة متغير الضرائب تساوي 2.44 وهذا يعني أن زيادة بنسبة 1% في الضرائب

يؤدي إلى انخفاض معدل دوران الأسهم بنسبة 2.44%، بينما كانت مرونة عرض النقد تساوي 3.14، أي أن زيادة بنسبة 1% في عرض النقد تؤدي إلى زيادة معدل دوران الأسهم بنسبة 3.14% .

3.2.2.4.4 اختبار التكامل المشترك بين الضرائب (T) وعرض النقد (M2) وحجم التداول(VT):

بعد تقدير المعادلات (4-22) و(4-23) و(4-24) بطريقة ARDL بين T وM2 وVT، تم الحصول على نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الموضحة في الجدول (4-14):

جدول (4-14): نتائج اختبار التكامل المشترك للنموذج ($VT_t=f(T_t,M2_t)$).

K=2		F- statistic
$VT_t=f(T_t,M2_t)$ ARDL(1,0,1)		6.6163 [0.016]
$T_t=f(VT_t,M2_t)$ ARDL(1,0,0)		3.0173 [0.095]
$M2_t=f(VT_t,T_t)$ ARDL(1,0,0)		2.2865 [0.103]
Significant level	Critical values bounds*	
	Lower Critical Bounds(LCB) I(0)	Upper Critical Bounds(UCB) I(1)
1%	5.15	6.36
5%	3.79	4.85
10%	3.17	4.14

*: المصدر Pesaran et al. (2001)

ويتضح من الجدول (4-14) وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة VT، حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة 6.6163 وهي أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية عند مستوى معنوية 1%، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة حجم التداول. بينما لم يكن هناك تكامل مشترك في معادلة T و M2 حيث كانت قيمة F-statistic المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية.

ونظراً لوجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة حجم التداول (VT)، فإن هذا التكامل ينتج عنه وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تأخذ الصيغة التالية:

$$\ln VT_t = \beta_{0VT} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{iVT} \ln VT_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{jVT} \ln T_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_{kVT} \ln M2_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad \text{..................(4-29)}$$

وقبل تقدير المعادلة (4-29)، تم تحديد عدد فترات الإبطاء لمتغيرات المعادلة باستخدام معيار (SBC) حيث كانت ARDL(1,0,1)، وكانت نتائج تقدير المعادلة طويلة الأجل كما يلي:

$$\ln VT_t = -19.38 - 0.12 \ln T_t + 1.92 \ln M2_t + \varepsilon_t \quad \text{... (4-30)}$$

$$(2.0173) \qquad (3.8197)$$

$$[0.054] \qquad [0.001]$$

$R^2 = 94\%$, Adjusted $R^2 = 93\%$

حيث تم الحصول على المرونات طويلة الأجل للمتغيرات بنفس الطريقة المذكورة في المعادلة (4-5) وحسب فترات الإبطاء للمتغيرات.

ويتضح من نتائج المعادلة (4-30) أن الضرائب له أثر سلبي مقبول إحصائياً على حجم التداول بينما عرض النقد بالمفهوم الواسع كان له أثر ايجابي مقبول إحصائياً، وذلك بسبب أن زيادة الضرائب تعمل على تخفيض الدخل المتاح لدى المستثمرين وبالتالي تخفيض حجم الادخار والاستهلاك، وللمحافظة على نفس مستوى الاستهلاك يلجأ المستثمرون إلى بيع الأسهم (مع عدم

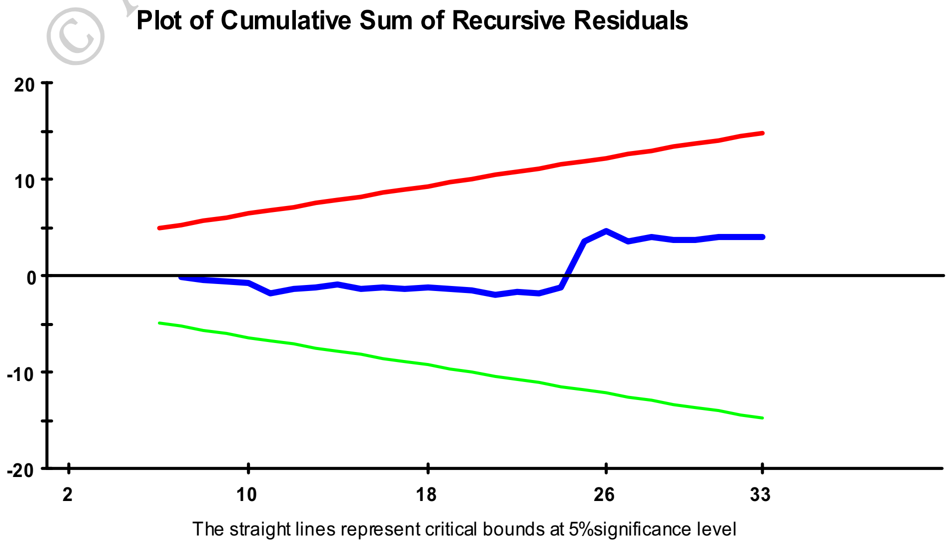
شراء أسهم أخرى)، وعند بيع الأسهم يزيد المعروض منها وبالتالي تقل أسعارها وهذا يؤدي إلى تخفيض حجم التداول. وحيث أن المعادلة بالصيغة اللوغارتمية، فإن معاملات المتغيرات تمثل المرونات طويلة الأجل، فقد كانت مرونة متغير الضرائب تساوي 0.12 وهذا يعني أن زيادة بنسبة 1% في الضرائب يؤدي إلى انخفاض حجم التداول بشكل طفيف وبنسبة 0.12%، بينما كانت مرونة عرض النقد تساوي 1.92، أي أن زيادة بنسبة 1% في عرض النقد تؤدي إلى زيادة حجم التداول بنسبة 1.92% .

4.3.4.4 اختبار كوزوم للاستقرارية بين المؤشر العام لأسعار الأسهم (SPI) والضرائب(T):

بعد إجراء اختبار (CUSUM) للاستقرارية بين SPI و T و M2 كما هو موضح بالشكل (4-4)، تبيّن أن منحنى الأخطاء يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإنّه لا يوجد حاجة لتقسيم الفترة (1980– 2012) إلى فترات جزئية، وبالتالي يمكن التعامل مع كامل فترة الدراسة كفترة زمنية واحدة.

الشكل رقم (4-4)

اختبار كوزوم للاستقرارية بين M2,T,SPI (**CUSUM Stability Test**)



وللتأكد من جودة النموذج المستخدم في التحليل وخلوة من المشاكل القياسية، تم اجراء الاختبارات التشخيصية، والتي يوضح نتائجها الجدول (4-15).

جدول (4-15): نتائج الاختبارات التشخيصية لمعادلة $SPI_t=f(T_t,M2_t)$.

Lagrange multiplier statistics	p-value
Normality test	[0.000]
Serial Correlatiom LM test	[0.232]
Heteroskedasticity test	[0.041]

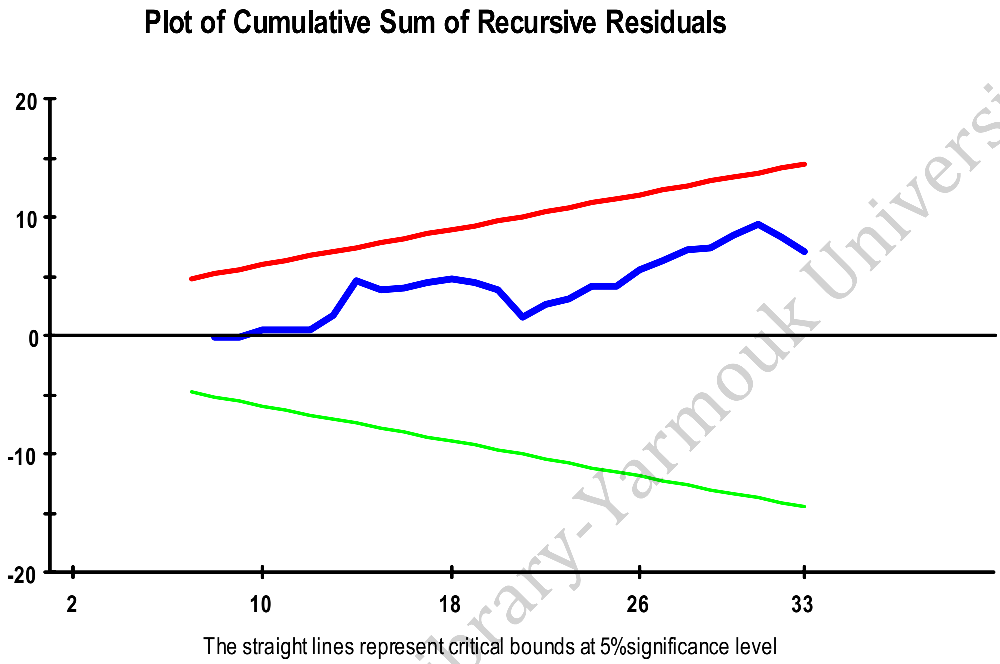
حيث يشير الاختبار المتعلق بالتوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية Normality test اعتماداً على القيمة الاحتمالية إلى رفض الفرضية الصفرية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيع طبيعي. وفيما يتعلق باختبار الارتباط التسلسلي بين الأخطاء العشوائية فإن القيمة الاحتمالية لاختبار LM-tset تشير إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي. ويشير اختبار عدم ثبات تباين حد الخطأ Heteroskedasticity test إلى رفض الفرضية الصفرية القائلة بثبات تباين حد الخطأ.

5.3.4.4 اختبار كوزوم للاستقرارية بين معدل دوران الأسهم (TOR) والضرائب (T):

وعند إجراء اختبار الاستقرارية بين TOR و T و M2 كما هو موضح بالشكل (4-5)، تبيّن أن منحنى الأخطاء يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإنّه لا يوجد حاجة لتقسيم فترة الدراسة إلى فترات جزئية ويمكن التعامل مع كامل فترة الدراسة كفترة زمنية واحدة.

الشكل رقم (4-5)

اختبار كوزوم للاستقرارية بين M2,T,TOR **(CUSUM Stability Test)**



تم اجراء الاختبارات التشخيصية لمعادلة TOR وذلك للتأكد من كفاءة النموذج المستخدم في التحليل، ويوضح الجدول (4-16) نتائج تلك الاختبارات.

جدول (4-16): نتائج الاختبارات التشخيصية لمعادلة $TOR_t=f(T_t,M2_t)$.

Lagrange multiplier statistics	p-value
Normality test	[0.604]
Serial Correlatiom LM test	[0.318]
Heteroskedasticity test	[0.779]

ويستدل من القيمة الاحتمالية للاختبار المتعلق بالتوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية إلى عدم رفض الفرضية الصفرية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيع طبيعي. وتشير القيمة الاحتمالية لاختبار LM-tset إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء

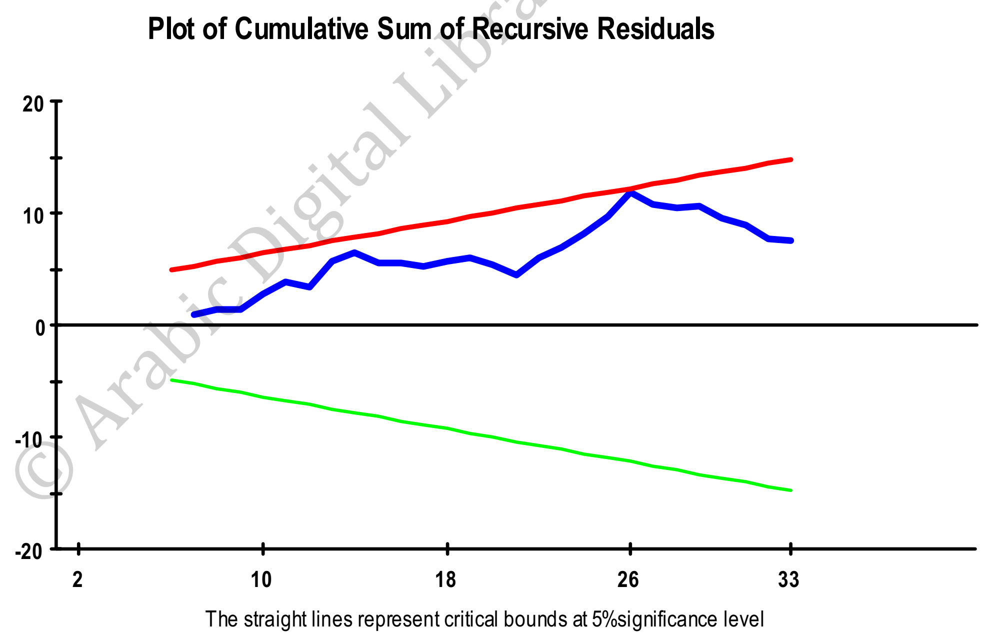
العشوائية. أما اختبار عدم ثبات تباين حد الخطأ يستدل من القيمة الاحتمالية إلى عدم رفض الفرضية الصفرية القائلة بثبات تباين حد الخطأ.

6.3.4.4 اختبار كوزوم للاستقرارية بين حجم التداول (VT) والضرائب (T):

ويتضح بالشكل (4-6) اختبار الاستقرارية بين VT و T و M2، تبيّن أن منحنى الأخطاء يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإنّه لا يوجد حاجة لتقسيم فترة الدراسة إلى فترات جزئية ويمكن التعامل مع كامل فترة الدراسة كفترة زمنية واحدة.

الشكل رقم (4-6)

اختبار كوزوم للاستقرارية بين M2,T,VT **(CUSUM Stability Test)**



كما تم اجراء الاختبارات التشخيصية لمعادلة VT وذلك للتأكد من كفاءة النموذج المستخدم في التحليل، ويوضح الجدول (4-17) نتائج تلك الاختبارات.

جدول (4-17): نتائج الاختبارات التشخيصية لمعادلة $VT_t=f(T_t,M2_t)$.

Lagrange multiplier statistics	p-value
Normality test	[0.527]
Serial Correlatiom LM test	[0.556]
Heteroskedasticity test	[0.523]

حيث أن الأخطاء العشوائية تتبع توزيع طبيعي. واتضح ان النموذج خالي من مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء العشوائية. وكذلك ثبات تباين حد الخطأ.

4.4.4.4 اختبار العلاقة السببية بين المؤشر العام لأسعار الأسهم (SPI) والضرائب (T):

وكما تم ذكره سابقاً في اختبار العلاقة السببية بين متغيرات بورصة عمان الثلاثة و الإنفاق الحكومي، فإن اختبار اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات معادلة SPI سيتم باستخدام سببية جرينجر في الأجل القصير والطويل في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) كما يلي:

$$\Delta lnSPI_t = \gamma_{0SPI} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iSPI}\, \Delta lnSPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jSPI}\, \Delta lnT_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kSPI}\, \Delta lnM2_{t-k} + \gamma_{SPI}\, ECT_{t-1} + u_{1t} \quad \text{(4-31)}$$

$$\Delta lnT_t = \gamma_{0T} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iT}\, \Delta lnSPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jT}\, \Delta lnT_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kT}\, \Delta lnM2_{t-k} + u_{2t} \quad \text{(4-32)}$$

حيث:

γ_{SPI}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة المؤشر العام لأسعار الأسهم.

ECT_{t-1}: حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل الخاصة بكل معادلة.

u_t: حد الخطأ العشوائي.

وحيث أن حد تصحيح الخطأ سوف يتم تضمينه في المعادلة التي يكون بين متغيراتها تكامل مشترك، وبالتالي فإن معادلة SPI التي تحقق وجود تكامل مشترك بين متغيراتها سيحدد حد تصحيح الخطأ اتجاه العلاقة السببية القصيرة وطويلة الأجل، أما معادلة T التي لم يتحقق وجود تكامل مشترك بين متغيراتها فتم تقدير العلاقة قصيرة الأجل لها بدون إضافة حد تصحيح الخطأ.

ويبين الجدول (18-4) نتائج اختبار العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل بين متغيرات المعادلات (31-4) و (32-4).

جدول (18-4): نتائج اختبار العلاقة السببية للمتغيرين SPI, T.

	Direction of causality			
Dependent variable	Short- run Granger causality t-statistics and F-statistics			Long- run Granger causality t-statistics
	Δ lnSPI	Δ lnT	Δ lnM2	ECT_{t-1}
Δ lnSPI	-	1.9278 [0.064]	0.81180 [0.424]	- 0.18236 - 1.7968 [0.083]
Δ lnT	2.3147 [0.028]	-	2.2622 [0.032]	-

*:الأرقام بين الأقواس [ ] تشير إلى القيمة الاحتمالية (Probability).

ويتضح من نتائج اختبار السببية في الجدول (18-4) لمعادلة SPI أن الضرائب مقبول إحصائياً اعتماداً على اختبار t-test، ويستدل من هذا وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من متغير الضرائب إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم، أما عرض النقد فقد كان غير مقبول إحصائياً

وهذا يعني عدم وجود علاقة سببية في الأجل القصير تنتقل من عرض النقد إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم. ويتضح من قيمة حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة ECT_{t-1} أنها كانت مقبولة إحصائياً، وهذا يعني وجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

فيما يتعلق بمعامل حد تصحيح الخطأ λ_{SPI} فقد كانت قيمته تساوي (0.18236-) وجاءت إشارته المتوقعة سالبة وكانت مقبولة إحصائياً، مما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. ومن هذا يتضح أن 18.2% من نسبة الاختلال في التوازن في الفترة السابقة يتم تصحيحها في الفترة اللاحقة بعد حدوث أي صدمة تتعرض لها المتغيرات المستقلة وتؤثر على المتغير التابع.

أما بالنسبة لمعادلة T فيتضح من الجدول (4-18) وجود علاقة سببية في الأجل القصير فقط تنتقل من المؤشر العام لأسعار الأسهم وعرض النقد إلى الضرائب.

وللتعرف على العلاقة التبادلية بين الضرائب والمؤشر العام لأسعار الأسهم، يتضح من الجدول (4-18) ما يلي:

١. وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه في الأجل القصير بين المؤشر العام لأسعار الأسهم والضرائب.
٢. وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير تتجه من عرض النقد إلى الضرائب.
٣. وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل الطويل تتجه من الإيرادات الضريبية وعرض النقد إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم.

5.4.4.4 اختبار العلاقة السببية بين معدل دوران الأسهم (TOR) والضرائب (T):

تم اختبار اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في معادلة TOR وT باستخدام سببية جرينجر في الأجل القصير والطويل في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) وفق المعادلتين:

$$\Delta \ln TOR_t = \gamma_{0TOR} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iTOR}\, \Delta \ln TOR_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jTOR}\, \Delta \ln T_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kTOR}\, \Delta \ln M2_{t-k} + \gamma_{TOR}\, ECT_{t-1} + u_{1t} \quad \text{(4-33)}$$

$$\Delta \ln T_t = \gamma_{0T} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iT}\, \Delta \ln TOR_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jT}\, \Delta \ln T_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kT}\, \Delta \ln M2_{t-k} + u_{2t} \quad \text{(4-34)}$$

حيث:

γ_{TOR}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة معدل دوران الأسهم.

γ_T: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة الضرائب.

ECT_{t-1}: حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل الخاصة بكل معادلة.

u_t: حد الخطأ العشوائي.

ويبين الجدول (4-19) نتائج اختبار العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل بين متغيرات المعادلات (4-33) و (4-34).

جدول (4-19): نتائج اختبار العلاقة السببية للمتغيرين TOR, T.

	Direction of causality			
Dependent variable	Short- run Granger causality t-statistics and F-statistics			Long- run Granger causality t-statistics
	Δ lnTOR	Δ lnT	Δ lnM2	ECT_{t-1}
Δ lnTOR	-	- 0.96353 [0.344]	3.7283 [0.001]	- 0.39525 - 3.4731 [0.002]
Δ lnT	2.2851 [0.030]	-	1.0401 [0.307]	-

*:الأرقام بين الأقواس [ ] تشير إلى القيمة الاحتمالية (Probability).

ويتضح من نتائج اختبار السببية في الجدول (4-19) لمعادلة TOR أن متغير الضرائب غير مقبول إحصائياً اعتماداً على اختبار t-test، بينما عرض النقد كان مقبول إحصائياً. ويستدل من هذا عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من الضرائب إلى معدل دوران الأسهم، ووجود علاقة سببية تنتقل من عرض النقد إلى معدل دوران الأسهم. ويتضح من قيمة حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة ECT_{t-1} أنها كانت معنوية إحصائياً، مما يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

فيما يتعلق بمعامل حد تصحيح الخطأ λ_{TOR} فقد كانت قيمته تساوي (0.39525-) وجاءت إشارته المتوقعة سالبة وكانت مقبولة إحصائياً، مما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. ومن هذا يتضح أن 39.5% من نسبة الاختلال في التوازن في الفترة السابقة يتم تصحيحها في الفترة اللاحقة بعد حدوث أي صدمة تتعرض لها المتغيرات المستقلة وتؤثر على المتغير التابع.

وبالنسبة لمعادلة T فيتضح وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من معدل دوران الأسهم إلى الضرائب، بينما لا يوجد علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من عرض النقد إلى الضرائب.

وللتعرف على نتائج العلاقة التبادلية بين معدل دوران الأسهم والضرائب ، يتضح من الجدول ما يلي:

١. وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير تتجه من عرض النقد إلى معدل دوران الأسهم وعدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من الضرائب إلى معدل دوران الأسهم .

٢. وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الضرائب وعرض النقد إلى معدل دوران الأسهم.

٣. وجود علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من معدل دوران الأسهم إلى الضرائب وعدم وجود علاقة سببية تتجه من عرض النقد إلى الضرائب.

6.4.4.4 اختبار العلاقة السببية بين حجم التداول (VT) والضرائب (T):

حيث تم اختبار اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في معادلة VT وT باستخدام سببية جرينجر في الأجل القصير والطويل في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) وفق المعادلتين التاليتين:

$$\Delta \ln VT_t = \gamma_{0VT} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iVT}\, \Delta \ln VT_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jVT}\, \Delta \ln T_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kVT}\, \Delta \ln M2_{t-k} + \gamma_{VT}\, ECT_{t-1} + u_{1t} \quad \text{.......(4-35)}$$

$$\Delta \ln T_t = \gamma_{0T} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{iT}\, \Delta \ln VT_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{jT}\, \Delta \ln T_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_{kT}\, \Delta \ln M2_{t-k} + u_{2t} \quad \text{........(4-36)}$$

حيث:

γ_{VT}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة حجم التداول.

γ_{T}: معامل حد تصحيح الخطأ لمعادلة الضرائب.

ECT_{t-1}: حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل الخاصة بكل معادلة.

u_t: حد الخطأ العشوائي.

وبعد تقدير المعادلات (4-35) و(4-36) تم الحصول على نتائج اختبار العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل بين المتغيرات والتي يلخصها الجدول (4-20).

جدول (4-20): نتائج اختبار العلاقة السببية للمتغيرين VT, T.

Dependent variable	Direction of causality			
	Short- run Granger causality t-statistics and F-statistics			Long- run Granger causality t-statistics
	Δ lnVT	Δ lnT	Δ lnM2	ECT $_{t-1}$
Δ lnVT	-	2.0173 [0.053]	3.8197 [0.001]	- 0.41352 - 3.1209 [0.004]
Δ lnT	2.9431 [0.006]	-	1.5524 [0.132]	-

*:الأرقام بين الأقواس [ ] تشير إلى القيمة الاحتمالية (Probability).

وتشير نتائج اختبار السببية في الجدول (4-20) لمعادلة VT أن المتغيرات المستقلة مقبولة إحصائية اعتماداً على اختبار t-test، ويستدل من هذا وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من

الضرائب وعرض النقد إلى حجم التداول. ويتضح من قيمة حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة ECT_{t-1} أنها كانت مقبولة إحصائياً ، مما يدل على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع. وفيما يتعلق بمعامل حد تصحيح الخطأ λ_{VT} فقد كانت قيمته تساوي (-0.41352) وجاءت إشارته المتوقعة سالبة وكانت مقبولة إحصائياً، مما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. ومن هذا يتضح أن 41.4% من نسبة الاختلال في التوازن في الفترة السابقة يتم تصحيحها في الفترة اللاحقة بعد حدوث أي صدمة تتعرض لها المتغيرات المستقلة وتؤثر على المتغير التابع.

وبالنسبة لمعادلة T فيتضح وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تتجه من حجم التداول إلى الضرائب، وعدم وجود علاقة سببية تتجه من عرض النقد إلى الضرائب.

وللتعرف على نتائج العلاقة التبادلية بين حجم التداول والضرائب، يتضح من الجدول ما يلي:

١. وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير والطويل تتجه من الضرائب وعرض النقد باتجاه حجم التداول.
٢. وجود علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من حجم التداول إلى الضرائب وعدم وجود علاقة سببية تتجه من عرض النقد إلى الضرائب.

الفصل الخامس:

النتائج والتوصيات

1.5 النتائج:

بناءً على نتائج التحليل القياسي للمعادلات التي هدفت إلى استقصاء أثر أدوات السياسة المالية على مؤشرات بورصة عمان، تم التوصل إلى ما يلي:

١. أظهرت الدراسة من خلال اختبار سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة، أن جميع متغيرات الدراسة ساكنة عند الفرق الأول.

٢. أظهرت نتائج تحليل التكامل المشترك بين الإنفاق الحكومي المؤشر العام لأسعار الأسهم وجود علاقة تكاملية في الأجلين القصير والطويل، وأن الإنفاق الحكومي كان له أثر إيجابي على المؤشر العام لأسعار الأسهم بينما عرض النقد بالمفهوم الواسع فكان له أثر سلبي، وأن أي زيادة بنسبة 1% في الإنفاق الحكومي تؤدي إلى زيادة المؤشر العام لأسعار الأسهم بنسبة 5.35%.

٣. وأشارت نتائج اختبار السببية لمعادلة SPI عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من المتغيرات المستقلة إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم، ووجود علاقة سببية في الأجل الطويل اعتماداً على قيمة حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة ECT_{t-1}. أما بالنسبة لمعادلة الإنفاق الحكومي فيتضح وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من المؤشر العام لأسعار الأسهم وعرض النقد إلى الإنفاق الحكومي.

٤. وأظهرت النتائج وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة معدل دوران الأسهم في الأجل القصير وأيضاً الطويل، وأن الإنفاق الحكومي له أثر سلبي على معدل دوران

الأسهم بينما عرض النقد كان له أثر ايجابي، حيث أن أي زيادة بنسبة 1% في الإنفاق الحكومي تؤدي إلى انخفاض معدل دوران الأسهم بنسبة 2.04%.

٥. وأشارت نتائج اختبار السببية لمعادلة TOR عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من الإنفاق الحكومي إلى معدل دوران الأسهم، ووجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

٦. وبيّنت النتائج وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة حجم التداول في الأجل القصير والطويل، وأن الإنفاق الحكومي كان له أثر سلبي على حجم التداول بينما عرض النقد فكان له أثر ايجابي، وأن أي زيادة في الإنفاق الحكومي بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض حجم التداول بنسبة 3.57%.

٧. ويتضح من نتائج اختبار السببية لمعادلة VT أن متغير الإنفاق الحكومي غير مقبول إحصائياً، ويستدل من هذا عدم وجود علاقة سببية في الأجل القصير تنتقل من الإنفاق الحكومي إلى حجم التداول، ووجود علاقة سببية في الأجل الطويل.

٨. ومن النتائج السابقة التي تستقصي أثر الإنفاق الحكومي على مؤشرات بورصة عمان، أشارت النتائج إلى أن الإنفاق الحكومي كان له أثر ايجابي فقط على المؤشر العام لأسعار الأسهم وأن له أثر سلبي على حجم التداول ومعدل دوران الأسهم، ويُعزى السبب من ذلك إلى أن هيكل الإنفاق الحكومي في الأردن يتجه نحو الإنفاق الاستهلاكي (الإنفاق الجاري) على حساب الإنفاق الرأسمالي المحفز للنمو الاقتصادي وبالتالي تحفيز الاستثمار، وهذه النتيجة تتفق مع دراسة (Al-Shiab,2008) ودراسة (Hsing,2013) في حين تتعارض مع دراسة (Bekhet & Bt Othman,2012) ودراسة (Chatziantoniou,2013).

٩. أظهرت نتائج تحليل التكامل المشترك بين المؤشر العام لأسعار الأسهم والضرائب وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل القصير والطويل، وأن الضرائب له أثر سلبي على المؤشر العام لأسعار الأسهم، حيث أن أي زيادة بنسبة 1% في الضرائب يؤدي إلى انخفاض المؤشر العام لأسعار الأسهم بنسبة 1.33%.

١٠. وأشارت نتائج اختبار السببية إلى وجود علاقة سببية قصيرة الأجل ثنائية الاتجاه بين المؤشر العام لأسعار الأسهم والضرائب، ووجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الضرائب وعرض النقد إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم.

١١. أظهرت النتائج وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة TOR في الأجلين القصير والطويل، وأن الضرائب له أثر سلبي على معدل دوران الأسهم، وأن زيادة الضرائب بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض معدل دوران الأسهم بنسبة 2.44%.

١٢. يتضح من نتائج اختبار السببية لمعادلة TOR عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من الضرائب إلى معدل دوران الأسهم، ووجود علاقة سببية في الأجل الطويل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع. وبالنسبة لمعادلة T فيتضح وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تنتقل من معدل دوران الأسهم إلى الضرائب.

١٣. تشير النتائج إلى وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في معادلة VT في الأجل القصير والطويل، وأن الضرائب له أثر سلبي على حجم التداول وأن زيادة الضرائب بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض حجم التداول بشكل طفيف وبنسبة 0.12%.

١٤. تشير نتائج اختبار السببية وجود علاقة سببية قصيرة الأجل ثنائية الاتجاه بين حجم التداول والضرائب. ووجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الضرائب وعرض النقد إلى حجم التداول.

١٥. وأظهرت أيضاً نتائج تحليل العلاقة بين الضرائب ومؤشرات بورصة عمان إلى الأثر السلبي للضرائب على المؤشرات الثلاثة وهذا يدل على ضعف الإدارة الضريبية في الأردن وعدم وجود محفزات ضريبية تشجيعية لجذب الاستثمار المحلي أو الخارجي في سوق بورصة عمان المالي، وهذه النتيجة تتفق مع دراسة (Tavares,2001) في حين تتعارض مع نتيجة دراسة (Taha,2012) ودراسة (Antwi,2012).

2.5 التوصيات:

وفي ظل النتائج أعلاه، توصي الدراسة ما يلي:

١. تركيز الجهود على تحسين النشاط الاقتصادي من خلال توجيه الإنفاق الحكومي نحو الإنفاق الرأسمالي الذي بدورة يعمل على تحفيز الاستثمار والنمو الاقتصادي.

٢. عدم المغالاة في فرض ضرائب جديدة مع ضرورة إجراء إصلاحات في مجال الإدارة الضريبية ومعالجة المشاكل الضريبية وتخفيف العبء الضريبي على المستثمرين في البورصة وتقديم حزمة من الحوافز الضريبية التشجيعية لهم.

٣. ضرورة الاهتمام بتطوير سياسات بورصة عمان، حيث يعتبر سوقاً ناشئاً وبحاجة إلى التطور، والعمل على جذب وتوجيه المستثمرين للاستثمار في بورصة عمان محلياً أو خارجياً، وتقديم كافة المعلومات للمستثمرين والتركيز على زيادة الوعي الاستثماري، الأمر الذي يعمل على زيادة ثقتهم، والذي يؤثر بشكل ايجابي على النمو الاقتصادي.

المراجع العربية والأجنبية:

المراجع العربية:

- أبو موسى، رسمية (2005)، الأسواق المالية والنقدية، دار المعتز للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- الدعمي، عباس (2009)، السياسات النقدية والمالية وأداء سوق الأوراق المالية، دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- الرفاعي، محمود فلاح (1999)، أثر المتغيرات الاقتصادية على أسعار الأسهم وحجم التداول في سوق عمان المالي (1978-1997)، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة آل البيت، المفرق، الأردن.
- الشديفات، علي إبراهيم وعبد الجواد، محمد عوض (2006)، الاستثمار في البورصة، أسهم– سندات– أوراق مالية، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- الشواورة، فيصل محمود (2008)، الاستثمار في بورصة الأوراق المالية؛ الأسس النظرية والعملية، دار وائل للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- العلي، عادل فليح وكداوي، طلال محمد (1989)، اقتصاديات المالية العامة، الدار الجامعية، الموصل، العراق.
- حسين، عصام (2008)، أسواق الأوراق المالية (البورصة)، دار أسامة للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.

- سعد، عدنان (2014)، السياسة المالية الاستنسابية وأثرها على النمو الاقتصادي في الأردن خلال الفترة (1976-2011)، رسالة ماجستير غير منشورة، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.
- عقلم، باهر محمد (1998)، اقتصاديات المالية العامة، مطبعة جامعة القاهرة للتعليم المفتوح، القاهرة، مصر.
- قطروز، وائل محمد (2004)، الاستثمار الأجنبي في سوق عمان المالي، ايجابياته وسلبياته، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.
- الموقع الإلكتروني لجمعية البنوك في الأردن (2013)، تقرير تطور القطاع المصرفي الأردني (2003–2012)، عمان، الأردن.

https://www.abj.org.jo

- الموقع الإلكتروني للبنك المركزي الأردني، بيانات إحصائية سنوية وأعداد مختلفة من النشرة الإحصائية الشهرية.

https://www.cbj.gov.jo

- الموقع الإلكتروني للبنك المركزي الأردني، تقرير الاستقرار المالي 2012.

https://www.cbj.gov.jo

- الموقع الإلكتروني لبورصة عمان.

https://www.ase.com.jo

المراجع الأجنبية:

- Afful, K. B. and Asiedu, K. F., (2013), Fiscal Policy, Interest Rate Spreads and Stock Market in Sub-Saharan Africa, Business and Economic Journal, Vol.: BEJ-81.

- Al-Shiab, Mohammad ,(2008),The Influence of Monetary and Fiscal Policies on the Capital Market : A Vector Autoregressive (VAR) Model, Journal of Administration and Economic Sciences, king Saud University, Al-Riyadh, Kingdom of Saudi Arabia, Vol. 1, No. 2.

- Antwi, S., Zhao, X. and Mills, E. F. A., (2012), Impact of Macroeconomic Policies on the Ghana Stock Exchange: A Cointegration Analysis, International Business Research, Vol. 6, No. 3.

- Arin, K. P., Mamun, A., and Purushothman, N. (2009). The effects of Tax Policy on Financial markets: G3 Evidence. Review of Financial Economics,Vol.18, No.4, pp33-46. http://dx.doi.org/10.1016/j.rfe.2008.05.001

- Baranzini. A., Weber, S., Bareit, M. and Mathys, N. A., (2013), The causal relationship between energy use and economic growth in Switzerland, Energy Economics, Vol. 36, PP 464-470.

- Bekhet, H. A. and Bt Othman, N. S., (2012), Examining the Role of Fiscal Policy in Malaysian Stock Market , International Business Research, University Tenaga Nasional (UNITEN), Selangor, Malaysia. Vol. 5, No. 12.

- Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M., (1975), Technique for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 37, PP 149-163.

- Chatziantoniou, I., Duffy, D. and Filis,G., (2013), Stock Market Response to Monetary and Fiscal Policy Shocks: Multi-Country Evidence, Economic Modelling, Vol. 30, pp 754-769.

- Engle, R. and Granger, C., (1987), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, Econometrica, Vol. 22, PP 117-129.

- Hoque, M. M. and Yusop, Z., (2010), Impact of trade liberalisation on aggregate import in Bangladesh: An ARDL Bounds test approach, Journal of Asian Economics, Vol. 21, PP 37-52.

- Hsing, Yu, (2013), Effects of Fiscal Policy and Monetary Policy on the Stock Market in Poland, Economies, Vol. 1, pp 19-25.

- Johansen, S., and Juselius, k., (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, No. 2, PP 169-210.

- Nelson, C. R. and Plosser, C. I., (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, Journal of Monetary Economics, Vol.10,PP 139-162.

- Nikiforos, Laopodis,(2005), Fiscal Policy, Monetary Policy and the Stock Market, Fairfield University, USA.

- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J., (2001), Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship, Journal of Applied Econometrics,Vol. 16, PP 289-326.

- Taha, Roshaiza,(2012), Stock Market and Taxation Revenue: An Empirical Analysis, Global Conference on Business and Finance Proceeding, University Malaysia Terengganu, Malaysia, Vol.7, No.2.

- Tavares, J. and Valkanov, R., (2001), The Neglected Effect of Fiscal Policy on Stock and Bond Returns, FEUNL Working Paper, No. 413.

- Thomas, R. L., (1997), Modern Econometrics: An introduction, (1st ed.), England: Addison Wesley Longman.

Abstract

AL-Smadi, Sahab Mohammad. The Impact of Fiscal Policy on the Performance of Amman Stock Exchange : An Econometric Study (1980 – 2012). Master Thesis, Department of Economics, Yarmouk University, 2014.

Supervision: Prof. Ahmad Ibrahim Malawi.

This study aims to investigate the impact of fiscal policy instruments, represented by government expenditure and taxes, on the performance of Amman Stock Exchange represented by the stock price index, volume of trade, and turnover ratio during the period (1980-2012). Several diagnostic tests have been utilized such as Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Philips-Perron (PP) tests for stationarity. The results show that the variables are not stationary in their levels whereas their first differences are stationary. CUSUM test was applied for checking the stability of the model parameters, and the autoregressive distributed lag (ARDL) bounds testing approach was applied for the cointegration test, and Granger Causality test.

In general, the results show that government expenditure have a positive effect on the stock price index while it have a negative effect on the volume of trade and turnover ratio. Taxes also have a negative effect on Stock Exchange indicators, which indicates, in general, the negative effect of fiscal policy on the performance of the Amman Stock Exchange. Moreover, the results reveal the existence of a long-run causal relationship between the variables.

Based on the obtained results, the study recommends stimulating economic activity through encouraging pro-growth capital expenditure, rather than overstating the imposition of new taxes with offering a package of incentives. In addition, taking into consideration the importance of developing Amman Stock Exchange policies, as well as attracting more domestic and foreign direct investment in the Amman Stock Exchange.

Keywords: Government Expenditure, Taxes, Stock Price Index, Volume of Trade, Turnover Ratio, ARDL.